

Universidad Pablo de Olavide

Programa de Doctorado: Economía

2015

Tesis Doctoral

***Crecimiento Económico y Convergencia. Aplicaciones para las
Regiones Españolas y los Países Desarrollados.***

D^a. Esperanza Macarena Hernández Salmerón

Directores:

Prof. Dr. D. Diego Romero de Ávila Torrijos

Universidad Pablo de Olavide

Prof. Dr. D. Carlos Usabiaga Ibáñez

Universidad Pablo de Olavide

Agradecimientos

El intentar sintetizar en unas pocas líneas todos los agradecimientos que adeudo en el largo proceso vivido hasta la finalización de la presente Tesis Doctoral va a resultar una tarea complicada. Espero no dejarme a nadie en el tintero y me disculpo por ello de antemano.

En primer lugar, quisiera agradecer al Prof. Dr. Diego Romero de Ávila Torrijos su docencia, apoyo y dirección en el Trabajo de Fin del Master en “Economía y Evaluación del Bienestar”, de la Universidad Pablo de Olavide, que constituyó el germen de esta Tesis, así como su aportación posterior. Mi gratitud infinita hacia quien me animó a proseguir investigando, el Prof. Dr. Carlos Usabiaga Ibáñez, sin cuya confianza, consejo, guía y apoyo no me habría sido posible dar forma a este trabajo. Ha sido un gran honor para mí poder contar con su experiencia, su sabiduría y su tiempo. Gracias también al Prof. Dr. Daniel Oto Peralías, por su generosa disposición para aclararme ciertas dudas sobre software econométrico. Asimismo, quiero tener un recuerdo para mis compañeros/as y profesores/as del Master.

No quisiera dejar de recordar también en este momento a mis compañeros/as de la Secretaría General de Economía, de la Consejería de Economía y Conocimiento de la Junta de Andalucía. Desde que empecé a trabajar con ellos/as como becaria al acabar la licenciatura, y hasta ahora, ya como funcionaria, me han enseñado a amar a la Economía y me han ayudado a adquirir conocimientos sobre análisis regional. Quisiera mencionar en particular a Gaspar, Moisés y Pruden, por su asesoramiento, paciencia y cariño. Y, por supuesto, me acuerdo de, entre otros/as, Mar, Carmen, Juani y Antonio: gracias por aguantarme en los malos momentos y por hacerme reír.

En último lugar, aunque por supuesto no menos importante, quiero agradecer a mi familia por estar siempre ahí. A mis padres, que con su amor, entrega y ejemplo, me han hecho ser como soy. A mis hermanas, Elena e Inma, por su apoyo incondicional y sus consejos cuando hacen falta. Y a mi marido, Jacobo, mi hijo, Alonso, y mi sobrina, Jimena, por su amor y por no permitir que la Tesis me absorbiera del todo.

Resumen

La primera parte de esta Tesis Doctoral efectúa una amplia revisión de la literatura más relevante sobre la convergencia económica entre las Comunidades Autónomas y/o las provincias españolas, considerando como variable básica objeto de interés el PIB por habitante, la productividad aparente del trabajo o la productividad total de los factores. Existe una abundante aportación empírica desde los años noventa hasta la actualidad, de la que se ha intentado extraer una muestra representativa, habiéndose clasificado ese material atendiendo a varias perspectivas. Así, se han tenido en cuenta distintos conceptos de convergencia: sigma, beta absoluta y beta condicionada. Asimismo, se han intentado abordar los principales factores que se han señalado en la literatura como determinantes clave del crecimiento económico. Por lo que respecta a las metodologías analíticas, nos hemos centrado fundamentalmente en aquellas metodologías que utilizan series temporales, por considerar que captan mejor el proceso de convergencia. El objetivo ha sido tratar de aunar ramas de literatura que se suelen presentar de forma fragmentada, y ofrecer una panorámica de conjunto, estructurada, sobre la investigación existente sobre el crecimiento económico regional y la convergencia para España, que sirva también como una guía de referencia para los investigadores interesados en la materia.

La segunda parte de la Tesis Doctoral, sobre la base de la primera, ha pretendido analizar, de una manera amplia, a partir de una ecuación de convergencia *à la* Barro, el proceso de convergencia experimentado por las Comunidades Autónomas españolas desde 1980 hasta 2014. Para ello, se ha considerado un panel de datos dinámico que incluye las variables clásicas del modelo de Solow (1956), junto a otros determinantes del crecimiento a largo plazo propuestos por los modelos de crecimiento endógeno sobre los que las Comunidades Autónomas podrían adoptar medidas de política económica, para valorar si explican el crecimiento del PIB per cápita y en qué sentido, y si existe un comportamiento diferencial a nivel regional. Así, por ejemplo, se han abordado la innovación, el emprendimiento, la apertura económica, variables de política fiscal y la economía sumergida. Asimismo, se han considerado indicadores de nivel competencial para comprobar si las Comunidades Autónomas con mayor grado de Autonomía han mostrado un mayor crecimiento relativo de su nivel de vida, y si esto ha podido favorecer el proceso de convergencia. En ciertos casos, además, se han realizado pruebas con interacciones de variables potencialmente interesantes. La evidencia empírica que aportamos apunta que ha

existido un proceso de convergencia regional en este período, confirmándose también los signos esperados según el modelo de Solow ampliado, y obteniéndose además una significativa contribución de la innovación y del emprendimiento, en la línea de los modelos de crecimiento endógeno. Por su parte, los indicadores de competencias no parecen jugar un papel destacado, salvo cuando interactúan con el capital humano.

La tercera parte de la Tesis Doctoral investiga la existencia de convergencia estocástica y determinista del PIB real por trabajador y sus factores determinantes (capital físico por trabajador, capital humano por trabajador, productividad total de los factores y horas medias trabajadas al año) para 21 países de la OCDE en el periodo 1970-2011. Para ello, se aplican una batería de tests de raíces unitarias [Chang (2002), Moon y Perron (2004), Smith *et al.* (2004), Breitung y Das (2005), Choi (2006) y Pesaran (2007)] y estacionariedad [Hadri (2000) y Harris *et al.* (2005)] para datos de panel, todos ellos robustos a la presencia de dependencia de sección cruzada, no obteniéndose evidencia clara de una dinámica de convergencia ni para el PIB real por trabajador ni para las series de los factores determinantes del PIB. Debido a ciertas limitaciones asociadas a los tests anteriormente citados, también se utiliza una aproximación econométrica más flexible, el método PANIC de Bai and Ng (2004). En este caso, los resultados indican que el PIB por trabajador, el capital físico real por trabajador, el capital humano y las horas medias presentan cierto grado de convergencia determinista, lo que es consistente con las predicciones de la teoría de crecimiento neoclásica, que enfatiza que la acumulación de factores es el motor de la convergencia. Mientras, las series de productividad total de los factores muestran un elevado nivel de convergencia estocástica, que implica que estas series están reduciendo la brecha entre ellas, pero que aún no han convergido.

ÍNDICE

I. Una Revisión de la Literatura sobre Convergencia Económica: El Caso Español (págs. 1-104)

II. Crecimiento Económico y Convergencia: Una Aplicación para las Regiones Españolas (págs. 105-224)

III. Convergence in Output and its Sources among Industrialised Countries: A Cross-Country Time-Series Perspective (págs. 225-302)

I. Una Revisión de la Literatura sobre Convergencia Económica: El Caso Español.

1. Introducción

2. Convergencia Gamma

3. Convergencia Sigma

4. Convergencia Beta Absoluta

5. Convergencia Beta Condicionada

5.1. Estructura Productiva

5.2. Población/Migraciones

5.3. Sector Público

5.3.1. Capital Público

5.3.2. Capital Público: Metodologías Alternativas

5.3.2.1. Metodología VAR

5.3.2.2. Enfoque Dual basado en las Funciones de Costes

5.3.3. Política Fiscal

5.3.4. Descentralización Fiscal

5.3.5. Fondos Europeos

5.4. Capital Tecnológico

5.5. Capital Humano

5.6. Capital Social

5.7. Emprendimiento

5.8. Apertura Comercial

6. Otras Metodologías

6.1. Dinámica de la Distribución y Clubs de Convergencia

6.2. Convergencia en Sentido Estocástico

6.3. Ley de Verdoorn

6.4. Técnicas Bayesianas

6.5. Enfoque de la Frontera de Producción

6.6. Externalidades y Econometría Espacial

7. Conclusiones

Referencias

1. Introducción

Los primeros estudios de la convergencia en España aparecen en los años noventa. Desde entonces, los análisis efectuados han obtenido resultados diferentes en función de la forma de definir la convergencia, el periodo considerado, el modelo de crecimiento teórico objeto de interés, las variables empleadas, y el método econométrico usado.

Desde el punto de vista de la definición de la convergencia, Islam (2003), tras analizar la extensa literatura teórica y empírica, clasifica en siete las dicotomías existentes en relación al proceso de convergencia:

- a) Convergencia dentro de una economía frente a convergencia entre economías.
- b) Convergencia en términos de tasas de crecimiento frente a niveles de renta.
- c) Convergencia beta frente a convergencia sigma. Sala-i-Martin (1990) y Barro y Sala-i-Martin (1990, 1992) utilizaron ambos conceptos de convergencia, que se obtienen a partir de la solución de estado estacionario en el Modelo Neoclásico. Dada la importancia que adquiere el capital humano en el análisis del crecimiento económico, Mankiw *et al.* (1992) amplían el modelo de Solow (1956) para incorporarlo, resaltando el efecto positivo de este capital en el proceso de acercamiento en términos de renta per cápita.
- d) Convergencia absoluta o incondicional frente a convergencia condicionada. Esta última permite que existan diferencias en los estados estacionarios, siendo necesario introducir variables adicionales en la estimación para controlar por dichas diferencias.
- e) Convergencia global frente a convergencia local o clubs de convergencia, siguiendo a Quah (1996a, 1996b).
- f) Convergencia en renta frente a convergencia en productividad del trabajo o productividad total de los factores (PTF), ya que solo en el caso de existencia de pleno empleo, y bajo el supuesto de que la relación entre población y empleo se mantiene constante en el tiempo y es igual para todas las unidades territoriales consideradas, es indiferente realizar el análisis en términos de PIB por habitante o de PIB por ocupado.
- g) Convergencia determinística frente a convergencia estocástica.

Por lo que respecta a las metodologías, Islam (2003) señala cinco: aproximación de sección cruzada formal e informal, datos de panel, series temporales y análisis de la distribución.

Para el caso de España, existen trabajos sobre el proceso de convergencia, bien a nivel de provincias, bien a nivel de comunidades autónomas (CC.AA.), que abarcan algunos de los conceptos anteriormente señalados.

Como señala Villaverde (2007), los resultados obtenidos en los estudios sobre convergencia regional son sensibles tanto al periodo muestral considerado como a la(s) variable(s) objeto de atención y a la base de datos que ofrece la información estadística sobre ella(s). Así, por ejemplo, Mas *et al.* (1993) constataron discrepancias entre las dos fuentes utilizadas por ellos, datos del BBVA y la *Contabilidad Regional de España*, de forma que mientras que de las series del BBVA se desprendía ausencia de convergencia en la década de los ochenta, de las series de la *Contabilidad Regional de España* se derivaba una velocidad de convergencia absoluta del 3,1% y del 7,35% cuando se condicionaba.

Por lo que respecta a la información estadística disponible referida al PIB o VAB, población y empleo, variables clave utilizadas en el estudio de la convergencia, destacan varias fuentes. La información tradicional es la que proporcionaba la Fundación del Banco de Bilbao (actualmente BBVA), con carácter bianual, en *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial*, con datos para el periodo 1955-1999¹. Esta fuente es la que se utilizó en las primeras contribuciones sobre la materia.

El Instituto Nacional de Estadística (INE), por su parte, ha venido elaborando series diferentes de *Contabilidad Regional de España* con bases 1980, 1986, 1995, 2000 y 2008. En 2014, el INE procedió a implementar el nuevo Sistema Europeo de Cuentas Nacionales y Regionales (SEC-2010), que reemplaza al SEC-1995 aplicado hasta ahora en los países de la Unión Europea, siendo la base el año 2010². Estas series han ido incorporando cambios metodológicos y revisiones de fuentes estadísticas, además del cambio en el año base, no existiendo una serie homogénea oficial para todo el periodo (1980-2014)³.

De la Fuente (2010), a partir de las series del BBVA y de la *Contabilidad Regional de España* en base 2000, construyó series anuales históricas de las principales variables macroeconómicas regionales para el periodo 1955-2009, utilizando un sencillo

¹ La última actualización se publicó en el año 2001.

² Ofrece información provisional para el periodo 2000-2010.

³ De la Fuente (2015) ha realizado una estimación de distintos agregados de empleo (ocupados, puestos de trabajo, horas trabajadas y puestos de trabajo equivalentes a tiempo completo) y de VAB a precios corrientes y constantes para las comunidades autónomas españolas mediante el enlace de las diversas bases de la *Contabilidad Regional de España* para el periodo 1980-2014.

procedimiento de interpolación que incorporaba la información anual disponible a nivel nacional para estas variables.

De Bustos *et al.* (2008) elaboraron la base de datos regional BD.MORES, con el objetivo de servir de soporte a los estudios regionales y a la evaluación del impacto económico de las políticas regionales, habiéndose efectuado diversas versiones desde 1995. La última disponible, la BD.MORES base 2000, abarca desde 1980 hasta 2008. Estos autores parten de la *Contabilidad Regional de España* base 2000, enlazándola hacia atrás hasta el año 1980.

Los estudios más recientes han empleado la serie de De la Fuente o la BD.MORES. Dada la novedad de la *Contabilidad Regional de España* base 2010, aún no se han realizado apenas estudios de convergencia al objeto de comprobar si los cambios afectan a los resultados previos obtenidos, y para analizar los efectos que la crisis económica ha tenido en términos de desigualdad regional. Además, se proporciona información sobre horas trabajadas, permitiendo analizar la productividad por hora de las economías regionales y no solo la productividad por ocupado.

Otras dos variables importantes que suelen analizarse como determinantes del crecimiento económico y la convergencia son la inversión y el capital humano. Para el estudio del stock de capital, la Fundación BBVA y el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE) vienen publicando con regularidad *El Stock y los Servicios del Capital en España y su Distribución Territorial y Sectorial*, comprendiendo la última información el periodo 1964-2012, a nivel de CC.AA. También el IVIE, pero en este caso con la colaboración de la Fundación Bancaja, proporciona series de capital humano, con información desde 1977 hasta 2013 sobre la evolución de los niveles educativos de la población española, clasificada según el nivel de estudios terminados, los años medios de estudio y el valor del capital humano.

Para efectuar análisis de crecimiento, existen dos opciones. Una es utilizar series temporales, donde se pueden incluir la contabilidad del crecimiento y las regresiones econométricas de distinta tipología. La segunda es emplear modelos de crecimiento estructurales o modelos de simulación. Dentro de los segundos están los modelos lineales de Equilibrio General o Matrices de Contabilidad Social⁴ y los modelos no lineales o de

⁴ Suelen usarse para efectuar un análisis estructural de la interdependencia económica.

Equilibrio General Aplicado⁵. Los modelos de simulación permiten, entre otras funciones, evaluar los efectos de ciertas medidas de política en la estructura económica de una determinada región o país en un año, o en varios años, considerando diferentes ramas productivas y sus interrelaciones, en términos de producción y empleo, o detectar los sectores clave en una economía. Dado que el proceso de convergencia es un fenómeno dinámico, de largo plazo y en el que están involucrados diferentes regiones o países, y que puede ser explicado por variables muy diversas, consideramos que es más adecuado el primer método para estudiarlo, por lo que nuestra revisión de la literatura empírica se centrará en ese tipo de trabajos.

A continuación revisaremos la literatura más relevante sobre la convergencia regional en España atendiendo a varias perspectivas: el concepto de convergencia utilizado, las variables que se usan como determinantes en el análisis, y la metodología analítica empleada. Dicha revisión es compleja, dado que a veces resulta difícil encajar a los trabajos claramente en esas categorías. También se ofrecerán tablas a lo largo de la revisión intentando sintetizar las principales características de un buen número de trabajos relevantes en el estudio de la convergencia beta absoluta y condicionada, así como de trabajos que siguen metodologías alternativas, como la estimación de fronteras de producción estocásticas y de funciones de coste.

2. Convergencia Gamma

Esta medida, propuesta por Boyle y McCarthy (1997), trata de medir la convergencia teniendo en cuenta si se producen movimientos en la distribución de países, considerados en función de la variable objeto de estudio, que alteren el ranking a lo largo del tiempo. Analiza los cambios en la ordenación o ranking de las unidades según el índice de concordancia de rangos (RC) de Kendall (Siegel, 1956). Una forma de calcularlo es con frecuencia anual (RC_t). Este índice tiene en cuenta la variación en el orden entre los años del periodo considerado (años 0 a T), computándose como media.

$$RC_t = \frac{\text{Varianza} \sum_{t=0}^T AR(Y)_{it}}{\text{Varianza}((T+1) \times AR(Y)_{i0})}$$

donde $AR(Y)_{it}$ es la posición en el ranking del país i en renta per cápita en el año t ; $AR(Y)_{i0}$ es el ranking del país i en renta per cápita en el año 0; y $T+1$ es el número de años del

⁵ Que estudian, por ejemplo, el efecto de la política fiscal y comercial sobre la estructura de la economía.

periodo considerado para calcular el índice. Otra opción es calcular el índice de concordancia en su versión binaria (RCa_t), centrándose en la concordancia de rangos entre el año t y el año 0.

$$RCa_t = \frac{Varianza(AR(Y)_{it} + AR(Y)_{i0})}{Varianza(2 \times AR(Y)_{i0})}$$

El índice anual contendría todos los posibles pares de años para los que la medida binaria se podría calcular. Este índice se sitúa entre 0 y 1. Nótese que numerador y denominador coinciden cuando no hay cambios a lo largo del periodo, de manera que si el índice es igual a 1 habría ausencia de convergencia. Por su parte, si el índice es cero, se habría producido un cambio total de los rankings y existiría convergencia absoluta. Cuanto más próximo a cero, mayor convergencia. La evidencia disponible muestra que no se ha producido convergencia gamma entre las regiones españolas a lo largo del tiempo.

Arellano (2006) calcula el índice de Kendall, obteniendo unos resultados que muestran ausencia de cambios en la composición de los rankings, de forma que las regiones españolas en 1999 ocupan posiciones similares a las que tenían en 1955.

Marchante *et al.* (2006) calculan la convergencia gamma para un índice de desarrollo humano (IDHA) referido a las CC.AA., que construyen a partir del VAB por habitante, la esperanza de vida al nacer, la tasa de supervivencia infantil, la tasa de escolarización de adultos y los años medios de educación de la población en edad de trabajar, referido al periodo 1980-2001. Obtienen que no existe evidencia de movilidad transversal para las distribuciones del VAB per cápita y del IDHA y sus componentes. Este hecho supone que el ranking inicial de las CC.AA. respecto al IDHA y sus componentes no ha sido alterado como consecuencia del proceso de convergencia.

Peña y Jiménez (2013) obtienen que entre 1980 y 2008⁶ los cambios de ordenación en el ranking regional del VAB per cápita han sido muy reducidos, con valores del índice cercanos a la unidad, de forma que no ha habido avances sustanciales en el proceso de convergencia regional.

3. Convergencia Sigma

La convergencia sigma recoge la evolución de la dispersión de la variable considerada entre territorios a lo largo del periodo de referencia. Se dice que existe

⁶ Considerando el periodo completo y tres subperiodos: 1980-1990, 1990-2000 y 2000-2008.

convergencia de tipo sigma si la dispersión experimenta una disminución con el paso del tiempo.

Existen diversas medidas de dispersión. Las más utilizadas son la desviación típica del logaritmo de la variable analizada, bien el PIB o el VAB, per cápita o por ocupado [Mas *et al.* (1993), Dolado *et al.* (1994), Raymond y García-Greciano (1994, 1996), Bajo-Rubio (1998), Cuadrado-Roura *et al.* (1999a), Cuadrado-Roura *et al.* (1999b), García-Greciano y Raymond (1999), Raymond (2002), Álvarez de Toledo *et al.* (2002), Villaverde (2004, 2007), Peña (2006), Arellano (2006), Cuadrado-Roura y Maroto (2008), Maza y Villaverde (2009), Peña y Jiménez (2013) y Peña *et al.* (2014), entre otros)]; o el coeficiente de variación [Garcimartín y Martín-Mayoral (2000) y Martín-Mayoral (2008)].

También se han propuesto otras medidas más complejas, como el coeficiente de variación ponderado (por la población o el PIB de cada región); los índices de Gini, Atkinson o Theil [por ejemplo, Esteban (1996), Villaverde (1996), Rabadán y Salas (1996), Salas (1999), Goerlich (1999), Duro (2004), Peña (2006), Goerlich y Villar (2009) y Peña *et al.* (2014)]; los índices de entropía generalizada [Ayala *et al.* (2006) y Martín-Mayoral (2008)]; o un indicador sintético basado en siete indicadores de desigualdad (medida de desigualdad de Atkinson de Orden 0,5, Orden 1 y Orden 2, coeficiente de variación al cuadrado normalizado, índice de Gini, índice de Pietra y medida de desigualdad de Theil de Orden 1 Normalizada) [García *et al.* (2002)]

La gran mayoría de trabajos coincide en que el proceso de convergencia regional en España se interrumpe a principios de los años ochenta. A continuación haremos referencia a las contribuciones más recientes referidas a CC.AA., por contemplar periodos más amplios.

Así, Rosés *et al.* (2010) analizan la evolución de la desigualdad regional en España entre 1860 y 1930, apuntando a la especialización industrial y los diferenciales de productividad del trabajo como las fuerzas que explican la misma. En el periodo considerado no hubo convergencia sigma. La desigualdad creció entre 1860 y 1900, se redujo hasta 1910, volvió a aumentar de nuevo hasta 1920, descendiendo a partir de entonces.

Peña (2008a), tomando como referencia la base de datos de Alcaide (2003) para el periodo 1930-2000, estima la convergencia sigma para el VAB per cápita, la productividad aparente del trabajo y los empleos per cápita de las regiones españolas en el largo plazo. Se

distinguen tres fases claramente diferenciadas. La primera, desde 1935 hasta 1945, en la que se produce un fuerte proceso divergente en términos de VAB per cápita; la segunda, desde 1945 hasta 1980, caracterizada por una intensa reducción de las disparidades regionales en el desarrollo económico; y la tercera, desde 1980 hasta el año 2000, caracterizada por una acusada atenuación del proceso de convergencia. Villaverde (2004), en cambio, para el periodo 1985-2002 estima que la dispersión en la distribución provincial de la productividad se redujo un 41,6%, lo que implica una velocidad de convergencia del 3,2%. Peña (2008a, 2008b) sostiene que el proceso de convergencia ha sido impulsado, sobre todo, por la continua evolución convergente de la productividad aparente del trabajo de las regiones españolas. No obstante, esta participación tiende a descender, lo que supone un riesgo para futuros procesos de convergencia interregional. El impacto de las infraestructuras en el crecimiento de la productividad de la economía española ha sido positivo y altamente significativo.

Cuadrado-Roura y Maroto (2008) estiman la convergencia sigma de las regiones españolas en el periodo 1955-2006, con datos de la Fundación BBVA y la *Contabilidad Regional de España*. Distinguen dos grandes periodos: desde 1955 hasta 1978/79 y desde los años 80. En el primero se produjo un proceso de convergencia bastante rápido, en el que las diferencias en renta per cápita disminuyeron de forma significativa. Entre los factores explicativos destacan los movimientos migratorios desde las regiones más pobres hacia las más ricas o hacia el extranjero, o la progresiva convergencia de la productividad agregada entre regiones, en un contexto de aproximación de las estructuras sectoriales⁷. Los valores de la convergencia sigma dibujan desde entonces una trayectoria fluctuante, que encadena fases de estancamiento (1979-1987), de ligera convergencia (1988-1990, 2000-2006) y de divergencia (1991-2000). En este proceso destaca el estancamiento de la convergencia sigma en productividad, la divergencia en las tasas de empleo entre regiones, y la importancia de la inmigración extranjera en la primera década del siglo XXI.

Finalmente, Peña *et al.* (2014), con la base de datos BD.MORES y la *Contabilidad Regional de España* para el periodo 1980-2012, señalan que el recorrido de la convergencia regional en PIB per cápita evidencia cuatro fases notoriamente diferenciadas. La primera, desde 1983 hasta 1985, en el que se produce un fuerte proceso convergente; la segunda, entre 1985 y 1999, caracterizada por una cierta evolución divergente en el desarrollo económico; la tercera, desde 1999 hasta el año 2008, determinada por una ligera

⁷ Factor también subrayado por Lladós-i-Masllorens (2002).

convergencia regional del PIB per cápita⁸; y la cuarta, desde 2008 hasta 2012, periodo en el que se produce un notable proceso divergente, en un contexto de crisis económica. Por componentes, mientras que la convergencia en productividad ha sido constante desde 1980 hasta 2008, la tasa de empleo ha mostrado, en general, divergencia. Estos autores apuntan la importancia del capital humano en el desarrollo económico de las regiones y la reducción de las desigualdades. Jurado y Pérez (2014) hacen una lectura similar para el periodo más reciente (2007-2012). Según estos autores, la evolución de la dispersión regional del PIB per cápita (convergencia sigma), medida a través del coeficiente de variación entre 2008 y 2012, muestra un paulatino, aunque leve, incremento en la recesión, destacando la mayor divergencia de las tasas de ocupación como principal factor explicativo.

Mas *et al.* (1993), Raymond y García-Greciano (1994), De la Fuente (1996), García-Greciano y Raymond (1999), Cuadrado-Roura *et al.* (1999b), Álvarez de Toledo *et al.* (2002) y Peña y Jiménez (2013), entre otros, analizan la convergencia sigma desde el punto de vista sectorial. En particular, Álvarez de Toledo *et al.* (2002), para el periodo 1955-1995, con datos de la Fundación BBVA, sostienen que la agricultura experimentó un aumento de la dispersión en el periodo estudiado, en la industria la dispersión disminuyó hasta 1980 y luego aumentó ligeramente, en la construcción no se observa tendencia clara, y en los servicios la dispersión tendió a reducirse en general.

Peña y Jiménez (2013), para el periodo 1980-2008, con datos de la BD.MORES, concluyen que la agricultura comienza a converger a partir de 1995, y explica en gran medida la convergencia en productividad total, mostrando una ligera orientación convergente la industria, la construcción y los servicios. La convergencia en estructura productiva ha sido una fuente importante de convergencia en productividad total a lo largo del periodo 1980-1988, sobre todo por la agricultura, y a partir de 1989, y hasta 1997, toma el testigo el proceso de reducción de las disparidades en las productividades sectoriales corregidas una vez descontado el efecto de los cambios en la estructura productiva.

Para el caso de la inversión pública, Villaverde y Maza (2008) analizan la convergencia sigma entre las regiones españolas entre 1980 y 2000, obteniendo el resultado de ausencia de este tipo de convergencia, tanto en términos per cápita como por kilómetro cuadrado.

⁸ Intensa, de más de diez puntos porcentuales entre 2000 y 2006, según Villaverde y Maza (2010).

Marchante *et al.* (2006) construyen un índice de desarrollo humano y calculan la convergencia sigma entre regiones en relación a este indicador para el periodo 1980-2001. Como principal resultado obtienen que frente al acentuado estancamiento del proceso de convergencia económica medido por el VAB por habitante entre las regiones españolas que se observa desde 1980, la reducción de las diferencias en niveles de vida, según el IDHA y cada uno de sus componentes, ha sido muy elevada.

Pastor *et al.* (2010) realizan un análisis clásico de convergencia (sigma y beta) entre las regiones españolas referido a 1961 y 2001, pero utilizando como variable objeto de estudio la renta permanente, que tiene en cuenta el ciclo vital completo. Sobre esa base, realizan simulaciones para determinar la influencia en la desigualdad y la convergencia de variables relacionadas con la renta permanente, como las tasas de supervivencia y la existencia o no de convergencia en la renta corriente. Los resultados indican que la desigualdad en renta permanente es claramente inferior a la observada cuando no se considera el ciclo vital del individuo.

García *et al.* (2014) estudian la relación entre ciclo económico y desigualdad para las regiones españolas en el periodo 2003-2011. Los resultados muestran que la desigualdad presenta un marcado comportamiento cíclico: en el periodo expansivo (2003-2007) la desigualdad y la polarización disminuyen, mientras que en la fase recesiva (2008-2011) existe un aumento en la desigualdad. También se ha observado que ha aumentado la intensidad de la pobreza. A nivel regional se aprecia que aquellas regiones con menor PIB per cápita presentan mayores incrementos en la desigualdad a causa de la crisis, con lo cual las brechas en bienestar entre regiones crecen considerablemente.

Hierro y Atienza (2015) miden y evalúan el efecto redistributivo de las transferencias y la distribución de los recursos financieros entre CC.AA. de régimen común para los distintos modelos de financiación autonómica, desde 1987 hasta 2010. Para el análisis utilizan indicadores de desigualdad basados en estadísticos de dispersión. Los resultados fundamentales que obtienen apuntan a que las transferencias tienen un importante efecto redistributivo, que reduce la desigualdad en los ingresos de las CC.AA. Dicho efecto comenzó siendo muy distinto entre las CC.AA. del 151 y del 143, si bien ha ido convergiendo a medida que estas últimas han ido equiparando sus competencias con las primeras.

Para el caso de las provincias españolas, Dolado *et al.* (1994) obtienen que en el periodo 1955-1989 existió convergencia sigma, principalmente por la significativa reducción de la dispersión registrada en el periodo 1955-1964, observándose un descenso muy débil a partir de los setenta. Goerlich (1999) también apunta esta idea, con datos hasta 1995. Además, sostiene que la desigualdad global observada se debe, fundamentalmente, a las desigualdades entre CC.AA. y no a desigualdades inter-provinciales dentro de dichas comunidades. Por otra parte, concluye que si se clasifican las provincias por umbrales de renta, se observa que el grupo de provincias ricas ha seguido pautas diferentes del resto. Finalmente, apunta que la evolución de los índices globales está determinada fundamentalmente por diferencias en productividad. Maza y Villaverde (2009), por ejemplo, más recientemente, muestran que las disparidades se han reducido entre 1985 y 2003.

Un planteamiento alternativo a los anteriores consiste en utilizar técnicas estadísticas para inferir la dominación de una distribución sobre otra, utilizando datos de tipo microeconómico, procedentes, por ejemplo, de encuestas a hogares. Es decir, se trata de analizar la desigualdad que se produce en la variable considerada entre los individuos que habitan una región y su comparación con la situación en otras regiones, y su evolución. Para este fin, se han utilizado diversos criterios, tales como la dominación estocástica de primer y segundo orden, la dominación de Lorenz o la dominación estocástica de tercer orden (aversión a la desigualdad en las rentas bajas), para establecer rankings de desigualdad. En la literatura española, con datos de la *Encuesta de Presupuestos Familiares*, encontramos, entre otros, a Del Río (1996), Callealta *et al.* (1996), Sarabia y Pascual (2001), Goerlich *et al.* (2002), Ayala *et al.* (2006), Villar (2006) y Ahamdanech *et al.* (2010).

Ayala *et al.* (2006), con datos de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* para el periodo 1973-2000, concluyen que el análisis del bienestar social en cada comunidad autónoma pone de manifiesto la importancia que tiene la reducción de la desigualdad en su mejora. Destacan también el enquistamiento de importantes diferencias territoriales en el bienestar social, permaneciendo en el largo plazo una serie de CC.AA. con niveles de bienestar social considerablemente superiores a la media. Por su parte, Ahamdanech *et al.* (2010) utilizan técnicas de dominancia estocástica de primer y segundo orden sobre las distribuciones regionales de la renta per cápita, procedentes de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* de 1990-91 y de la *Encuesta de Condiciones de Vida* (ECV) de

2004, con datos referidos a 2003. Se observa que la reducción de las disparidades entre regiones ha sido escasa, ya que la posición de las regiones con respecto al conjunto nacional apenas cambia desde 1990-91 a 2003. Sí se comprueba, no obstante, cierta convergencia entre las regiones que están por encima de la media nacional y entre las que se encuentran por debajo, pero sin existir acercamiento entre ambos grupos.

4. Convergencia Beta Absoluta

A diferencia de la convergencia sigma, la convergencia beta trata de contrastar si, como consecuencia de la existencia de rendimientos marginales decrecientes en el uso de factores acumulables, la situación de retraso relativo de las regiones más pobres tiende a reducirse con el paso del tiempo, considerando que los parámetros que determinan el estado estacionario, en el equilibrio a largo plazo, son iguales entre regiones. Esto implica que estas regiones deben crecer más rápidamente que las ricas, de manera que, a igualdad de tecnología, preferencias y nivel de conocimiento, llegará un momento en el que el PIB per cápita se iguale entre ellas.

Para ello, se efectúa la regresión entre las tasas de crecimiento del periodo que se considere para cada territorio, y su nivel de renta inicial. El método de estimación más utilizado por la mayoría de autores en los años ochenta y noventa se basó en regresiones de sección cruzada de la tasa media de crecimiento de la renta per cápita durante el periodo muestral completo sobre el nivel inicial de dicha variable, a través generalmente del método de mínimos cuadrados ordinarios. Más recientemente, se ha generalizado la utilización de datos de panel por subperiodos, incluyéndose efectos fijos temporales e imponiendo un beta común para todos ellos.

Rosés *et al.* (2010) analizan la evolución de la desigualdad regional en España entre 1860 y 1930, obteniendo que la convergencia beta absoluta existe, pero es muy débil, con una velocidad del 0,7% anual.

Los primeros trabajos publicados, con datos entre 1955 y principios de los noventa, concluyeron, en general, la existencia de convergencia absoluta para las CC.AA. y provincias, con velocidades de convergencia en torno al 2% anual. Cabe citar, entre otros, a Mas *et al.* (1993), Raymond y García-Greciano (1994, 1996), Dolado *et al.* (1994), García-Greciano *et al.* (1995), Goerlich y Mas (1998), Pérez y Serrano (2000), Garcimartín y Martín-Mayoral (2000), Escot y Galindo (2000), Mora (2002), María-Dolores y García

Solanes (2002), Barro y Sala-i-Martín (2003)⁹ y Arellano (2006). Con todo, hay que señalar que el análisis por subperiodos refleja un estancamiento de la convergencia a partir de los años setenta. En particular, Cuadrado-Roura *et al.* (1999a) sostienen que durante el periodo analizado (1980-1995) no existe convergencia beta absoluta en VAB por habitante ni en productividad entre las regiones españolas¹⁰, apoyando esta misma idea De la Fuente (2002a)¹¹.

Este estancamiento de la convergencia también se pone de manifiesto en artículos más recientes. Martín-Mayoral (2008) y Peña y Jiménez (2013), por ejemplo, encuentran ausencia de convergencia regional entre 1980 y mediados de los años 2000. En esta misma línea, Cuadrado-Roura y Maroto (2008) muestran que entre 1986 y 2006 algunas regiones desarrolladas (como Madrid, Cataluña y Navarra) han incrementado su renta por habitante al mismo ritmo que otras más atrasadas y, simultáneamente, varias regiones atrasadas (como Andalucía, Galicia y Murcia) muestran crecimientos de su renta per cápita relativamente bajos. Todo ello ha ralentizado el proceso de convergencia e incluso ha abierto una fase de ligera divergencia en términos de renta por habitante.

No obstante, en el periodo anterior al inicio de la crisis (2000-2006), Villaverde y Maza (2010) sí obtienen la existencia de un débil proceso de convergencia entre las regiones españolas; en concreto, con una velocidad de convergencia del 1,2 por 100 anual¹².

Jurado y Pérez (2014) constatan el cese del proceso de convergencia regional en España en el periodo 2007-2012, de crisis económica, atribuyéndolo a la diferente especialización sectorial de las CC.AA. durante el periodo expansivo. Señalan que las regiones que muestran un comportamiento más divergente (Andalucía, Castilla-La Mancha, Comunidad Valenciana, Extremadura y Murcia) se caracterizan por un mayor peso del sector de la construcción en su estructura sectorial previa. Además, Andalucía, Castilla-La Mancha y Extremadura presentan una mayor relevancia del sector público en sus economías, por lo que el proceso de ajuste en las Administraciones Públicas

⁹ Esta misma estimación aparece en Barro y Sala-i-Martín (1995) y Sala-i-Martín (1996), con resultados parecidos. En la tabla resumen se recogen los coeficientes correspondientes a la publicación de 2003.

¹⁰ Cuadrado-Roura *et al.* (1999b) también rechazan la hipótesis de convergencia absoluta en productividad para un periodo más amplio (1955-1993), destacando que el proceso de convergencia entre las regiones españolas acabó a principios de los años ochenta, apuntando hacia el mantenimiento de diferencias regionales posteriormente.

¹¹ Al introducir en la especificación efectos fijos regionales, concluye que las regiones estarían próximas a sus estados estacionarios, de forma que las diferencias regionales serían permanentes.

emprendido en los últimos años ha contribuido a la caída del PIB per cápita regional en el periodo considerado.

En relación a la productividad del factor trabajo, Villaverde (2004) estima que entre 1985 y 2002 se produjo un proceso de convergencia beta absoluta entre las provincias españolas, con una velocidad del 1,9% anual, lo que implica que el tiempo necesario para que las provincias cubran la mitad del *gap* de productividad existente entre su valor inicial y su estado estacionario es de 21,9 años.

Finalmente, en cuanto a la inversión pública, Villaverde y Maza (2008) estiman la convergencia beta absoluta en las regiones españolas entre 1980 y 2000. Obtienen la existencia de convergencia beta en términos per cápita, pero no cuando se considera la inversión pública por kilómetro cuadrado.

[Tabla 1. Convergencia Beta Absoluta]

5. Convergencia Beta Condicionada

Si existe convergencia beta absoluta dentro de un grupo de países o regiones, como se comentó anteriormente, éstos irán progresivamente igualando sus rentas per cápita a un nivel común, teniendo las perturbaciones de la economía un carácter transitorio. No obstante, puede ocurrir que estos países o regiones tengan características específicas que impidan converger a un estado estacionario común, de forma que cada territorio tenderá a converger a su propio estado estacionario. Es decir, si la convergencia está condicionada por algunas características de las regiones, solo se obtendrá convergencia beta cuando se controle adecuadamente por dichas características, que marcan las diferencias en el estado estacionario.

Entre los mecanismos y variables condicionantes del crecimiento económico, se han apuntado fundamentalmente la convergencia en la relación capital-trabajo asociada a la existencia de rendimientos marginales decrecientes que postula el modelo neoclásico, la estructura productiva, el capital humano, las infraestructuras, los movimientos de la población, la transferencia tecnológica, los efectos desbordamiento, el emprendimiento y la apertura comercial. Poder conocer los determinantes del crecimiento diferencial de las CC.AA. es necesario para diseñar una política regional adecuada y que efectivamente

¹² Minondo *et al.* (2013) confirman que existe convergencia beta absoluta en el conjunto del periodo 1997-2012, si bien el coeficiente de determinación es prácticamente nulo.

pueda ayudar a corregir las deficiencias y desequilibrios responsables de las diferencias de renta a largo plazo.

5.1. Estructura Productiva

Díez-Minguela *et al.* (2014) analizan la existencia de una relación entre la aglomeración espacial de la actividad y el crecimiento económico regional en España durante el periodo 1870-1930. Los resultados muestran la existencia de una relación positiva y robusta entre el nivel inicial de aglomeración (principalmente en el sector industrial) y la posterior trayectoria de crecimiento regional. En la línea de los modelos de la Nueva Geografía Económica (NEG), sugieren que la presencia de economías de aglomeración en un contexto de integración de mercado favoreció la aparición de una causación acumulativa, que amplió la desigualdad regional en la segunda mitad del siglo XIX y dificultó su reducción durante las primeras décadas del siglo XX.

Mas *et al.* (1993), Dolado *et al.* (1994), Raymond y García-Greciano (1994, 1996), De la Fuente (1996), Cuadrado-Roura *et al.* (1999a), Cuadrado-Roura *et al.* (1999b), García-Greciano y Raymond (1999), De la Fuente y Freire-Serén (2000), Álvarez de Toledo *et al.* (2002) y García Velasco (2003), para periodos situados entre 1955 y 1995, apuntan la importancia que ha tenido la aproximación en la estructura sectorial, y más concretamente la pérdida de peso de la agricultura, en el proceso de convergencia entre regiones.

Más recientemente, Cuadrado-Roura y Maroto (2011) concluyen que la convergencia en las estructuras productivas de las regiones ha sido, en cuanto al conjunto de los sectores básicos, bastante escasa entre 1980 y 2006. Por el contrario, afirman que sí existe un mayor grado de convergencia en el caso concreto de los servicios y su composición interna. Por su parte, Genaro y Melchor (2010) se centran en el impacto del proceso de terciarización sobre el crecimiento económico regional, concluyendo que lo que explica en mayor medida el crecimiento del PIB per cápita en las regiones españolas es el stock de capital y la productividad del capital de los servicios de mercado¹³.

¹³ Martínez-Argüelles y Rubiera-Morollón (1998) también analizan los servicios y el crecimiento económico regional, aplicando técnicas de cointegración.

Por otro lado, Escribá y Murgui (2011)¹⁴ encuentran evidencia de una fuerte influencia sectorial, de las economías de especialización y el capital humano sobre la dinámica de la PTF en el periodo 1995-2008¹⁵.

Escribá y Murgui (2013) abordan un análisis del comportamiento del empleo en las industrias regionales de la economía española utilizando un enfoque dinámico de datos de panel para el periodo 1980-2006. Los resultados confirman la robustez de los efectos contemporáneos: la diversificación, el tamaño del mercado y la dinámica del sector afectan positivamente al empleo a corto plazo. A largo plazo los efectos son más inciertos.

Pérez y Benagés (2014) analizan la productividad de los factores y la especialización de las regiones españolas entre 2000 y 2012. Concluyen que una mayor especialización productiva de las regiones en actividades que utilizan más los activos inmobiliarios y los bajos niveles relativos de desarrollo hacen que las regiones sean más propensas a padecer los efectos de un patrón de acumulación improductivo, que lastra su potencial de crecimiento¹⁶. Además, sostienen que la especialización no lo es todo. Así, las diferencias de productividad del trabajo y el capital y en la evolución de la PTF muestran que las regiones difieren también por otras razones: trayectorias previas, especialización intrasectorial, dotaciones de activos intangibles o capital humano, y el funcionamiento del entorno institucional de las actividades productivas.

[Tabla 2. Convergencia Beta Condicionada: Estructura Productiva]

5.2. Población/Migraciones

Según la teoría neoclásica, las migraciones favorecen el proceso de convergencia, bajo el supuesto de que estos movimientos no modifiquen la distribución del capital humano entre regiones, ya que los trabajadores se desplazarían desde las regiones más pobres hacia las ricas, lo que contribuiría a la nivelación de los niveles relativos de renta per cápita.

¹⁴ En Escribá y Murgui (2001) calcularon que la contribución del cambio estructural a la convergencia de la PTF fue del 44% para el periodo 1980-1995, y que únicamente el 56% podía atribuirse a la dinámica de la productividad total específica de cada sector en la región.

¹⁵ No encuentran que la dotación de infraestructuras o el capital tecnológico sean factores que determinen de forma decisiva el comportamiento de la PTF en las industrias regionales.

¹⁶ En la misma línea apuntaban Escribá y Murgui (2009b), que concluyen que la ralentización del crecimiento de la PTF en las regiones, fenómeno que afecta a todas, se ha debido al cambio de especialización productiva, con un menor peso de la industria y una mayor importancia relativa de la construcción y los servicios.

No obstante, si la migración cambia la distribución regional del capital humano, los efectos de la migración sobre la convergencia no están tan claros. Si el cambio hace crecer el capital humano en las regiones pobres, entonces el efecto de los movimientos migratorios podría ser positivo. En cambio, si la migración supone un incremento del capital humano en las regiones ricas y un descenso en las pobres, el efecto de la migración sobre la convergencia sería negativo.

La evidencia empírica disponible para España muestra resultados diferenciados según el periodo analizado. En general, se concluye que la movilidad de la población constituyó un importante factor explicativo de la progresiva equiparación de los niveles territoriales de VAB per cápita hasta mediados de los setenta, pero la disminución de los procesos migratorios a partir de entonces, vinculada quizás al aumento de las tasas de paro, podría explicar, entre otras causas, el freno observado en la convergencia.

Dolado *et al.* (1994) corroboran el impacto de los movimientos migratorios en la convergencia provincial española durante el periodo 1955 a 1989 a través de estimaciones de corte transversal. En cambio, Lamo (2000), utilizando la metodología del análisis de la dinámica de la distribución, concluye que no existe evidencia de convergencia en renta entre provincias en el periodo 1955-1991¹⁷.

Para el caso de las CC.AA., Raymond y García-Greciano (1996) demuestran la contribución positiva de la inmigración interna entre los años sesenta y ochenta. Desde entonces y hasta principios de los noventa se registra ausencia de convergencia absoluta debido al cambio de patrón de los flujos migratorios, principalmente por la intensificación de los movimientos entre provincias, el aumento de las tasas de retorno de inmigrantes y los flujos migratorios desde las regiones ricas a las más atrasadas.

Martín-Mayoral y Garcimartín (2009) analizan un periodo más amplio (1960-2004), resaltando que el factor explicativo más relevante de las aproximaciones en el estado estacionario entre las regiones españolas han sido las diferencias en las tasas de crecimiento de la población, principalmente debidas a movimientos migratorios interregionales¹⁸.

¹⁷ La variable migraciones no es significativa, o tendría efecto negativo.

¹⁸ Martín-Mayoral y Garcimartín (2013) obtienen el mismo resultado, para el periodo 1955-2008. El capital físico, por el contrario, aunque también favoreció la convergencia, como la población, jugó un papel menor; mientras que la tecnología fue un factor importante de divergencia.

Considerando la evolución a partir de mediados de los noventa, Maza (2006), en un análisis preliminar, también encuentra que las migraciones han contribuido al proceso de lenta convergencia entre regiones entre 1995 y 2002, ya que los emigrantes tienden a moverse hacia regiones con mayor renta per cápita. No obstante, cuando introduce el peso de la agricultura y la industria en la ecuación de convergencia, concluye que la reducción de las disparidades regionales se ha debido sobre todo a cambios en la estructura económica de las regiones¹⁹.

Conde-Ruiz *et al.* (2008) tratan de calcular, mediante un ejercicio contable, y no a través de modelos como los anteriores, la cota inferior de los efectos de la inmigración sobre la renta per cápita regional de la economía española. Para ello analizan los efectos de la inmigración sobre los tres factores que determinan la renta per cápita (factor demográfico, tasa de empleo y productividad) entre 2000 y 2006. Se concluye que la inmigración ha tenido un efecto positivo sobre los dos primeros, pero negativo sobre la productividad. En términos cuantitativos, para el conjunto de España, la inmigración ha tenido un impacto neto neutro sobre la renta per cápita²⁰, con diferencias significativas a nivel regional. Por un lado, en La Rioja, Murcia, Castilla-La Mancha, Canarias y Andalucía, el impacto global de la inmigración sobre la tasa de crecimiento de la renta per cápita ha sido positivo. Y, por otro lado, hay regiones como Madrid, Navarra, Cataluña, Baleares y Aragón, para las cuales el balance ha sido negativo. El impacto de la inmigración sobre el PIB resulta mucho más positivo. A nivel nacional, más del 38% del crecimiento medio anual del PIB se puede atribuir a la inmigración. Además, el impacto sobre el PIB regional es positivo en todas las CC.AA.

Hierro y Maza (2010b) se centran en el papel de la migración interna de la población extranjera en el proceso de convergencia en renta provincial entre 1996 y 2005. Los resultados parecen rechazar la hipótesis de que la migración interna de los extranjeros haya tenido una gran influencia en el débil proceso de convergencia provincial observado en este periodo; han contribuido a reducir las diferencias, pero su aportación es muy baja²¹.

¹⁹ También estima las migraciones, como función del PIB per cápita, la tasa de paro, el precio de las viviendas, el porcentaje de población en edad de trabajar con estudios universitarios y las condiciones climáticas.

²⁰ 0,05 puntos en promedio anual.

²¹ En Hierro y Maza (2010a), aplicando la metodología de cadenas de Markov, se obtiene que el creciente porcentaje de residentes extranjeros en las migraciones internas no explica la reactivación observada de la convergencia entre provincias españolas. Además, sus resultados muestran que las diferencias de movilidad dentro del país entre extranjeros y nativos no tiene un efecto estadísticamente significativo sobre la convergencia en renta entre provincias observada entre 2001 y 2007.

Minondo *et al.* (2013) replican la aproximación del trabajo anterior para el periodo 1997-2012 obteniendo dos conclusiones principales. En primer lugar, se observa una polarización de las regiones receptoras y emisoras de migrantes ante la diferente respuesta de las regiones al impacto de la crisis: así, las CC.AA. que mejor han respondido a la crisis económica son receptoras de migrantes, mientras que las que han sido afectadas más negativamente se han convertido en emisoras de migrantes. En segundo lugar, durante el periodo de expansión económica esas migraciones interiores favorecieron el proceso de convergencia regional en renta per cápita, no habiendo cambiado significativamente esta contribución durante el periodo de crisis, aunque en dicho periodo de recesión se observa divergencia en PIB per cápita.

Finalmente, Fernández-Leiceaga *et al.* (2013) destacan que la considerable inmigración extranjera en España entre 1999 y 2009 ha generado efectos muy limitados sobre la convergencia interregional de rentas y productividades, a diferencia de lo que sucedió con los flujos migratorios internos entre 1955 y 1979. Señalan que los inmigrantes acuden allí donde hay más oportunidades de empleo²² o un contingente previo, pero no necesariamente hacia las regiones más prósperas desde la perspectiva macroeconómica.

[Tabla 3. Convergencia Beta Condicionada: Población/Migraciones]

5.3. Sector Público

La literatura empírica existente sobre la influencia del sector público en el proceso de convergencia regional se ha centrado básicamente en los siguientes aspectos: inversión pública y, en particular, infraestructuras de transportes; variables de política fiscal, como el gasto público o impuestos; la influencia del nivel de competencias asumidas por las CC.AA. y las corporaciones locales; y los efectos que han tenido los fondos recibidos de la Unión Europea. Los resultados de estos trabajos son relevantes, ya que el valor del coeficiente es un indicador de la efectividad de la intervención pública como instrumento de política regional.

Por lo que respecta a la metodología empleada, en la literatura se pueden encontrar aproximaciones diferentes: el enfoque de funciones de producción; el enfoque dual a través de funciones de coste; modelos vectoriales autorregresivos (VAR) y funciones impulso-

²² Así, había oportunidades de empleo en construcción, turismo y agricultura, sectores que sustentaron en buena medida el modelo de crecimiento de ese periodo, y en el que estaban especializadas las regiones relativamente menos ricas.

respuesta; análisis de la frontera de producción; modelos de crecimiento; y modelos de equilibrio general.

5.3.1. Capital Público

Las diferencias en las dotaciones iniciales de capital público entre regiones condicionan los estados estacionarios de cada una de ellas, y por tanto, el proceso de convergencia condicionada. La evidencia empírica disponible muestra en la mayoría de los casos una aportación significativa y positiva del capital público al crecimiento.

Mas *et al.* (1993, 1994, 1995 y 1996), con datos entre 1964 y principios de los noventa, señalan que las dotaciones iniciales de capital público son relevantes para explicar las ganancias de productividad del sector privado de la economía. De otro lado, son las infraestructuras directamente relacionadas con el proceso productivo²³ las que contribuyen a ese efecto positivo, y no las de carácter social²⁴, aunque es posible que los efectos de estas últimas se observen solamente en el nivel de capital humano²⁵. Por subperiodos, el efecto del capital público es positivo en los primeros años, y nulo posteriormente, como consecuencia de la reducción de la dispersión entre CC.AA. de esta variable.

Mas y Maudos (2004) revisan la importancia del capital público, ampliando la serie hasta 1998, constatando que las infraestructuras públicas tienen un efecto positivo sobre el crecimiento de las economías, pero su importancia cuantitativa es reducida. En la misma línea, Moreno *et al.* (1997) concluyen para el periodo 1964-1991 que las infraestructuras tienen un efecto positivo, aunque modesto, sobre el crecimiento de la productividad, y que va perdiendo peso con el tiempo. Además, el efecto del capital público depende de la distribución espacial de la red de infraestructuras.

Por el contrario, De la Fuente (2001, 2008a) estima, para las regiones españolas en el periodo 1964-2004, que la contribución de las infraestructuras al crecimiento de la renta ha sido importante, y que la inversión en infraestructuras ha sido utilizada durante las últimas décadas como un instrumento de redistribución regional, que ha contribuido de forma significativa a la convergencia en renta per cápita entre regiones, especialmente durante la década siguiente a la entrada de España en la Unión Europea. Este efecto redistributivo, sin

²³ Carreteras, infraestructuras hidráulicas, estructuras urbanas y puertos.

²⁴ Educación y sanidad.

²⁵ Argimón y González-Páramo (1997) sí obtienen, en cambio, un efecto positivo del capital social.

embargo, ha tenido también un coste apreciable en términos de pérdida de eficiencia en la distribución territorial de la inversión pública²⁶.

Bajo-Rubio y Díaz-Roldán (2005) analizan las dotaciones óptimas de capital público, estimando una función de producción usando datos de las regiones españolas para 1965-1995. Posteriormente calculan los productos marginales del capital privado y público de las elasticidades estimadas y su producto medio. Los resultados muestran un efecto positivo del capital público en la evolución del PIB por trabajador, con su producto marginal por encima del correspondiente al privado. Esto se obtiene para el agregado y si se consideran las regiones más productivas. De ello concluyen que, asumiendo que el capital privado se ofrece de forma óptima, el capital público ofrecido en las regiones más productivas es insuficiente, a diferencia de las regiones menos productivas, donde se observaría el resultado opuesto.

De la Fuente y Vives (1995) analizan conjuntamente el impacto de las dotaciones de capital público y humano sobre la dispersión de las rentas per cápita regionales, estimando que éstas explican en torno a un tercio de la desigualdad regional observada. Alonso y Freire-Serén (2001), utilizando el mismo modelo, con datos para 1964-1993, obtienen que las infraestructuras tienen un efecto positivo sobre la productividad, y por tanto que las diferencias regionales en dotaciones de infraestructuras explican una parte significativa de la desigualdad regional observada. Además, obtienen que la superficie tiene un efecto negativo y significativo sobre la productividad. En un trabajo posterior, Alonso y Freire-Serén (2002), para el mismo periodo y ámbito, estudian la participación que las infraestructuras públicas tienen en la PTF, haciendo especial énfasis en el papel del stock de capital público en educación y sanidad. Los resultados indican que ambos tipos de infraestructuras públicas producen un efecto positivo y significativo sobre la productividad. No obstante, al desagregar las infraestructuras sociales en educación y sanidad, el impacto positivo de las infraestructuras sociales vendría únicamente del lado de la educación, ya que el coeficiente de las infraestructuras sanitarias no resulta significativamente distinto de cero.

Delgado y Álvarez (2001) elaboran una serie del stock de infraestructuras productivas para las 17 CC.AA. españolas para el periodo 1980-1995 utilizando unidades físicas (carreteras, ferrocarril, aeropuertos, puertos, redes eléctricas y telecomunicaciones),

²⁶ Resultados similares se recogen en De la Fuente y Doménech (2006), así como en De la Fuente (2008c), en este último trabajo estimando una función de tipo translog.

mediante técnicas multivariantes (componentes principales), para obtener un indicador sintético. Utilizando una función de producción translog, obtienen que la infraestructura productiva favorece la inversión privada, ya que el capital privado y el público en infraestructuras son complementarios, y por tanto este último resulta esencial para el crecimiento económico²⁷.

Gómez-Antonio (2001) sostiene que el stock de capital público en infraestructuras de carreteras es el que presenta un mayor impacto en el crecimiento de la renta per cápita provincial. A la misma conclusión llegan Cantos *et al.* (2005), a partir de dos metodologías, la función de producción y la aproximación a la PTF. Analizan los efectos de las infraestructuras de transporte sobre la productividad, considerando el ámbito regional, sectorial, desagregando por tipo de transporte e introduciendo efectos desbordamiento, para el periodo 1965-1995. Estiman que un crecimiento de las infraestructuras de transporte del 10% incrementa la producción privada entre un 0,38% y un 0,43%. Por tipo de infraestructuras, los mayores efectos corresponden a las carreteras. Por otro lado, confirman la importancia de la inversión en infraestructuras de transporte no solo en la región, sino en las adyacentes, observándose importantes efectos desbordamiento en carreteras, ferrocarril y puertos.

Martínez-López (2006) trata de proporcionar evidencia sobre la relación directa entre infraestructuras y renta per cápita, y sobre el efecto positivo de la inversión pública en la acumulación de capital privado, para el caso de las regiones españolas en el periodo 1965-1997, mediante la metodología de datos de panel. Los resultados muestran un efecto positivo de la inversión pública productiva y social, especialmente en educación, en la inversión privada. Los efectos desbordamiento generados por las infraestructuras productivas localizadas en otras regiones no parecen favorecer la inversión privada en las regiones adyacentes. También se obtiene que el consumo público y el tipo de interés presentan una influencia negativa sobre la acumulación de capital privado.

Peña (2008a) obtiene que el impacto de las infraestructuras en el crecimiento de la productividad de la economía española ha sido positivo y significativo para las regiones españolas entre 1980 y 2000²⁸.

²⁷ Más moderado es el efecto positivo que encuentran Álvarez *et al.* (2003), que usan la serie comentada de infraestructuras, además de la proporcionada por el IVIE, y confirman la presencia de efectos desbordamiento.

²⁸ Un resultado similar obtienen Rodríguez-Vález *et al.* (2009), aplicando el método de la máxima entropía.

Para el mismo periodo, Villaverde y Maza (2008) realizan distintos ejercicios de simulación para averiguar si el reparto de la inversión pública en España ha seguido un criterio redistributivo o un criterio de eficiencia, y cómo afectaría uno u otro a la convergencia regional. Concluyen que la distribución regional de la inversión no ha seguido estrictamente ninguno de dichos criterios, sino una combinación de ellos, cuyas ponderaciones son difíciles de especificar. El análisis pone de relieve que la aplicación del criterio de eficiencia habría aumentado las diferencias regionales en España un 31%, mientras que su reducción con el criterio redistributivo basado en la población o la superficie habría sido, respectivamente, de un 5,3% y un 15,8%.

Para el caso de las provincias, Alañón y Gómez-Antonio (2011) estiman un modelo de crecimiento no neoclásico con efectos externos para el periodo 1970-2000. Los resultados destacan la relación positiva entre la inversión pública y el crecimiento económico, y la complementariedad entre capital público y privado en las provincias españolas.

Por su parte, Gómez-Antonio y Fingleton (2012), tras controlar por la heterogeneidad interprovincial, el capital humano y el efecto desbordamiento entre provincias, encuentran que el capital público, a través de la mayor eficiencia del trabajo, tiene un impacto directo positivo y significativo sobre el nivel del PIB por trabajador.

Centrando el análisis en las infraestructuras de transporte, Álvarez *et al.* (2012) combinan el análisis de las redes de gran capacidad con técnicas econométricas para evaluar el impacto de éstas en el PIB provincial entre 1980 y 2007, considerando el efecto desbordamiento asociado al uso del stock de capital público existente en otras regiones, a partir de estimaciones propias de esta variable. Concluyen que la inversión en infraestructuras ha contribuido a reducir los desequilibrios en el stock de capital, que en cualquier caso persisten, ya que las provincias más ricas, con elevados flujos comerciales, son las que más se benefician del stock de capital público en infraestructuras de transporte existente a nivel nacional.

Chen y de Abreu (2014) investigan el impacto de la red de ferrocarril de alta velocidad en el desarrollo económico de las provincias españolas entre 1990 y 2010 usando un modelo de ecuaciones estructurales (SEM, por sus siglas en inglés). Este modelo incorpora el nivel educativo como variable exógena, endogeneiza la accesibilidad provincial derivada de la introducción del servicio de alta velocidad, y analiza su impacto a

largo plazo en las variables endógenas, empleo y PIB, así como las relaciones causales entre ellos. Estos autores verifican la hipótesis de que la inversión en alta velocidad, junto con un mayor nivel educativo, tiene impactos positivos en el PIB, incrementando el empleo a nivel provincial. Los resultados confirman que la inversión en transporte de una provincia está relacionada endógenamente con su nivel de desarrollo económico.

Finalmente, Álvarez y Barbero (2013) estiman, para el periodo 1980-2007, la convergencia entre las regiones españolas, extendiendo el modelo de crecimiento neoclásico con sector público y políticas fiscales, e incorporando efectos desbordamiento en el proceso productivo derivado del conocimiento, teniendo en cuenta las relaciones entre regiones. Concluyen que la inversión, tanto pública como privada, y la educación generan un efecto positivo en el desarrollo regional y la cohesión. Además, confirman la existencia de efectos desbordamiento, de forma que tener una provincia rica limítrofe contribuye a la actividad económica de la provincia, intensificándose las interacciones comerciales con esas provincias.

Por lo que respecta a los trabajos donde la inversión pública no resulta significativa, destaca Dolado *et al.* (1994), que no encuentran significativa la aportación de las infraestructuras en carreteras en el proceso de convergencia provincial entre 1955-1989, lo que atribuyen a una cierta asignación errática de la inversión pública en el pasado o a una menor dispersión en las dotaciones de capital público con el transcurso del tiempo.

Gorostiaga (1999) estima un efecto positivo, aunque bajo y estadísticamente no significativo, de la inversión pública sobre la tasa de convergencia. María-Dolores y Puigcerver (2005) también encuentran una participación del capital público muy baja.

Por su parte, Dabán y Lamo (1999), para el periodo entre 1980 y 1993, sostienen que la inversión pública ha contribuido incluso a incrementar la divergencia entre las regiones más productivas. Escot y Galindo (2000), por su parte, sostienen que no es significativo el efecto de la inversión pública relativa al VAB a coste de los factores a nivel provincial entre 1955 y 1997, y que tiene signo negativo, lo que indica que el capital y la inversión pública se concentran en las provincias más desarrolladas y con mayor densidad de población. González-Páramo y Martínez-López (2003) también obtienen que la inversión pública no ha afectado positivamente al crecimiento regional en España entre 1965 y 1997, apuntando como una de las posibles causas a que la inversión pública se ha dirigido a regiones con mayor ratio capital público-privado.

[Tabla 4. Convergencia Beta Condicionada: Capital Público]

5.3.2. Capital Público: Metodologías Alternativas

A continuación, se hará una revisión de trabajos que analizan los efectos del capital público, con metodologías alternativas a la función de producción y el modelo de crecimiento.

5.3.2.1. Metodología VAR

Otro de los métodos que se han utilizado para investigar el impacto económico del capital público es la utilización de modelos VAR. Pereira y Roca-Sagalés (2003) analizan la existencia de efectos desbordamiento regionales del capital público en España entre 1970 y 1995. Para ello, en primer lugar, estiman modelos VAR para el conjunto nacional y cada una de las 17 CC.AA. usando el PIB privado, el empleo, el capital privado y el capital público. Obtienen que la inversión pública favorece la inversión privada y el empleo. Además, los resultados de la estimación sugieren que el efecto total del capital público en una región se explica casi a partes iguales por el capital público instalado en dicha región y los *spillovers* derivados del existente en las demás regiones.

Roca-Sagalés y Sala (2006), basándose en Pereira y Roca-Sagalés (2003), amplían el periodo de estudio hasta 1998 y extienden el análisis para estimar los efectos de las infraestructuras de transporte y comunicaciones sobre la producción, el empleo y el capital privado. Confirman a nivel regional el impacto positivo del capital público sobre el producto, el empleo y el capital privado²⁹. Además, los modelos regionales permiten constatar la existencia de efectos desbordamiento cuantitativamente importantes, que no se distribuyen de manera homogénea entre las regiones (tienen mayor relevancia en las áreas periféricas que en las centrales), ni tampoco afectan de igual manera a las distintas variables, siendo especialmente significativos en el caso del capital privado (la inversión privada regional se ve influenciada por el capital público existente en el resto del país) y menos relevantes para el caso del empleo, lo que no resulta extraño si se tiene en cuenta el diferencial de movilidad entre ambos factores productivos.

5.3.2.2. Enfoque Dual basado en las Funciones de Costes

Este procedimiento mide el impacto del capital público sobre el crecimiento económico en términos de los beneficios por el ahorro de costes, ya que evalúa si los

²⁹ Las excepciones se encuentran en Extremadura y Madrid, en donde se advierte un impacto negativo.

costes disminuyen con la provisión de capital público. En general, y como señalan Boscá *et al.* (2011), la mayoría de los análisis reflejan que la inversión pública reduce los costes de las empresas, es decir, el capital público y las infraestructuras son productivos, aunque los efectos son más moderados que cuando se estima el impacto mediante funciones de producción.

Boscá *et al.* (1999) utilizan un enfoque dual basado en la función de costes, para analizar el efecto del capital privado y de las infraestructuras sobre la producción industrial de las regiones españolas en el periodo 1980-1993. Respecto a las infraestructuras públicas, concluyen que el sector público ha corregido parcialmente la escasez relativa con la que se partía, con el consiguiente efecto positivo sobre la productividad privada, aunque todavía quedaba margen para seguir aumentando su dotación. En lo que se refiere a las relaciones de complementariedad y/o sustituibilidad entre factores, globalmente ambos tipos de capital (público y privado) disminuyen el uso de consumos intermedios y generan un considerable efecto positivo sobre el empleo, aunque con notables excepciones en algunas regiones.

Boscá *et al.* (2002), para el mismo periodo, analizan el efecto de las infraestructuras en el coste y la productividad del sector productivo en las regiones españolas. Los resultados indican que el sector público ha contribuido significativamente a impulsar la productividad y reducir los costes en casi todas las regiones españolas. A pesar de ello, existe margen para que el gobierno continúe con su esfuerzo inversor, dado que aún se observa una brecha apreciable entre el capital público óptimo y el observado. A largo plazo, el capital público incentiva la inversión privada. Por otro lado, Boscá *et al.* (2004) estiman que, en promedio, casi todas las regiones han sobreutilizado su capacidad instalada en el sector productivo privado.

Moreno *et al.* (2002) usan datos de 12 industrias manufactureras en 15 regiones españolas y estiman una función de coste translogarítmica, sugiriendo sus resultados que, en media, la relación entre infraestructuras y variaciones de coste es negativa, tanto a corto como a largo plazo, en el periodo 1980-1991. En un trabajo posterior (2003), y con la misma base de datos, concluyen que tanto la inversión en capital privado como público contribuyen a incrementar la eficiencia de las manufacturas en las regiones españolas, ya que las inversiones en dichas variables ahorran costes variables en la mayoría de sectores y regiones. En el caso del capital privado, el ahorro era mayor que los costes de la inversión, lo que implica que las manufacturas españolas tienen, por término medio,

incentivos para seguir capitalizándose. También obtienen que la distribución del efecto de ambos tipos de capital en los costes de las manufacturas no parece depender del tamaño de su stock previo. El efecto parece que disminuye a medida que el nivel del stock del otro factor aumenta. Por ejemplo, la efectividad del capital público para reducir los costes variables disminuye cuando se alcanzan niveles elevados de stock de capital privado, lo que apuntaría a que, para ciertos niveles, ambos tipos de capital entran en competencia, reduciendo la eficiencia de futuras inversiones.

Avilés *et al.* (2003) presentan una valoración del impacto de la infraestructura pública sobre la actividad privada española en los sectores industria y construcción por CC.AA. para el periodo 1980-1993. Sus resultados confirman la existencia de externalidades positivas generadas por las infraestructuras en su área de influencia y que el impacto de las infraestructuras sobre la actividad económica no es tan reducido como otros trabajos sostienen. Así, por término medio, el valor de la elasticidad del output respecto a la dotación efectiva de capital público se sitúa entre 0,196 y 0,208, presentando a largo plazo un valor mayor, de hasta 0,258.

Ezcurra *et al.* (2005) estiman una función de costes regional para los tres grandes sectores de la economía en el periodo 1964-1991. El capital público se incluye como un factor de producción no remunerado, y se utilizan dos variables separadas para establecer si las diferentes categorías del capital público tienen efectos diferentes en los costes. Los resultados demuestran que las infraestructuras públicas reducen considerablemente los costes privados, sobre todo en la industria, e incrementan la productividad global. También confirman que la inversión en capital público incrementa la cantidad relativa de capital privado, mientras que el empleo y el capital público son sustitutos. Adicionalmente, captan la existencia de efectos desbordamiento.

Escribá y Murgui (2010) utilizan un enfoque dual a largo plazo, con un panel de datos regionales de la economía española, para evaluar el impacto de los fondos comunitarios sobre el capital privado en el periodo 2000-2006. En ese periodo, la distribución regional de los fondos impulsó la demanda de capital privado productivo en las regiones objetivo 1 en cerca de un punto anual medio y en 0,4 puntos en el total de la economía española. El eje más determinante, que representa cerca de la mitad del impacto, ha sido el gasto en infraestructuras, que absorbe más del 55 por 100 de los fondos. El efecto del gasto comunitario en formación e I+D ha sido mucho más reducido, como

consecuencia de que solo es destinatario del 13 por 100 de los fondos, a pesar de su mayor rentabilidad.

[Tabla 5. Capital Público: Estimación de Funciones de Coste]

5.3.3. Política Fiscal

Bajo-Rubio *et al.* (1999) evalúan los efectos de la política fiscal sobre el crecimiento económico, desde el punto de vista del gasto público, para el periodo 1967-1991. Partiendo de un modelo teórico en el que la función de producción incorpora únicamente aquellos componentes del gasto público que deberían influir estrictamente en el proceso productivo (capital público, que actuaría como un factor productivo adicional, y las transferencias, que actuarían como una externalidad en la función de producción agregada), se obtiene que la inversión pública presenta un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre el crecimiento del PIB por trabajador. Por lo que respecta a las transferencias públicas, se obtiene un efecto positivo y significativo de la relación transferencias-PIB únicamente para las regiones más pobres, no para el total, donde el efecto sería negativo.

Bajo-Rubio y Díaz-Roldán (2003) actualizaron el trabajo anterior, extendiendo el periodo muestral hasta 1995. En este caso sí obtienen la existencia de una influencia positiva y significativa, tanto de la inversión pública como de las transferencias personales, sobre el crecimiento del PIB por empleado en las regiones españolas. Cuando la estimación se realiza separadamente para las regiones más productivas y las menos productivas, el efecto de la inversión pública resulta más importante para las primeras, y el de las transferencias para las segundas.

Escot y Galindo (2000) estudian la aportación de las transferencias netas de capital público al VAB a coste de los factores a nivel provincial entre 1955 y 1997. Éstas tienen signo positivo, aunque no son significativas, lo que permite concluir que los procesos de redistribución de la renta vía transferencias de capital constituyen un posible canal para compensar los procesos de acumulación del capital público, que ellos encuentran que benefician más a las provincias ricas, fomentando el crecimiento y la convergencia de las provincias menos desarrolladas.

Martínez-López (2005) estudia el efecto de variables fiscales como la inversión pública, el consumo público, los impuestos y los beneficios fiscales en el crecimiento regional de la productividad del trabajo en España en el periodo 1965-1997, a partir de datos de panel. Los resultados muestran que el consumo público afecta negativamente al

crecimiento, mientras que la inversión pública tiene un efecto positivo, aunque no siempre significativo. La inversión pública en educación tiene un impacto positivo sobre la productividad, mientras que sería negativo en el caso de la sanidad. Este estudio también concluye que los impuestos y beneficios sociales frenan el crecimiento de la productividad.

Álvarez y Barbero (2013) analizan, entre otros factores, los efectos de los impuestos sobre la convergencia provincial entre 1980 y 2007. Estiman que los ingresos impositivos afectan positivamente a la cohesión en las provincias con menor renta, pero intensifican las disparidades en las de renta alta. Como resultado, concluyen que las políticas fiscales pueden afectar al crecimiento económico y a la cohesión regional de forma asimétrica.

Villaverde *et al.* (2014) analizan los efectos de la redistribución fiscal interpersonal sobre el crecimiento económico y la convergencia en las provincias españolas entre 2000 y 2010. Especifican un modelo de convergencia en el que los flujos fiscales interpersonales son considerados como una variable independiente clave. Tras aplicar una técnica de filtrado espacial, para eliminar la autocorrelación espacial en los datos, se estima el modelo por GMM. Los resultados muestran que los flujos fiscales interpersonales impulsaron ligeramente el crecimiento, y significativamente la convergencia, entre las provincias españolas. Cuando se incluye explícitamente el nivel de desarrollo de las provincias en la ecuación de convergencia, encuentran que mientras que los flujos fiscales interpersonales en provincias de baja renta favorecieron el crecimiento, en las provincias de renta alta no tuvieron efecto alguno. Por tanto, la principal conclusión es que los flujos fiscales son un instrumento político importante para promover el crecimiento y, sobre todo, la convergencia entre las provincias españolas. Parece, pues, que el típico *trade-off* entre eficiencia y equidad no se produce en este caso.

[Tabla 6. Convergencia Beta Condicionada: Política Fiscal]

5.3.4. Descentralización Fiscal

La teoría tradicional del federalismo fiscal considera que el proceso de descentralización fiscal puede generar una mayor eficiencia en la distribución de los recursos del sector público y favorecer el desarrollo económico. Este proceso implica la cesión de responsabilidades respecto al gasto público y la generación de ingresos/recaudación de impuestos desde el gobierno central a los regionales o locales. En este contexto, la existencia de instituciones democráticas y de calidad favorece dicho

proceso. En general, la evidencia empírica disponible ofrece resultados contradictorios sobre esta relación entre descentralización fiscal y crecimiento económico.

En España, en línea con lo observado en otros países, se ha producido un paulatino proceso de descentralización fiscal desde los años ochenta, con el traspaso de competencias hacia las CC.AA. Esto ha venido acompañado también de una cesión de recursos para financiar esas competencias. Las últimas modificaciones del sistema de financiación han aumentando la corresponsabilidad fiscal de las regiones, elevándose la participación en los tributos que recaudan. Para el caso español, también la evidencia empírica recoge trabajos a favor y en contra de la vinculación entre crecimiento económico y descentralización.

Agúndez (2002) estima una ecuación de crecimiento, en la que la tasa de crecimiento de las 15 CC.AA. de régimen común para el periodo 1991-1996 es función de un indicador de la descentralización de los ingresos (porcentaje de recursos directamente recaudados por las CC.AA. sobre el total de ingresos regionales consolidados), la ratio de gasto público regional sobre la renta regional, y una serie de variables de control (PIB per cápita inicial, la tasa de crecimiento de la población y el porcentaje de la inversión real sobre el PIB). Esta autora obtiene que la descentralización fiscal de ingresos es una variable que influye en el crecimiento económico regional, con signo negativo, aunque con efectos limitados. Esto es, un grado mayor de descentralización de ingresos propios podría estar asociado a pérdidas de eficiencia y a un crecimiento económico más lento, si bien con una repercusión marginal.

Otro método diferente es el propuesto por Rodríguez-Pose y Bwire (2004). En primer lugar, identifican diferentes periodos en el ciclo económico para seis países, entre ellos España, en los que la tasa de crecimiento del país es similar, pero la de cada una de las regiones varía mucho. Para España detectan tres periodos de elevado crecimiento (1963-1969, 1983-1988 y 1995-2000) y dos de bajo crecimiento (1973-1979 y 1990-1996). El objetivo es comprobar, mediante modelos de regresión lineal, si las diferencias en los patrones de crecimiento entre regiones en estos periodos pueden atribuirse a cambios en el nivel de autonomía, medida como la capacidad de gasto de la administración autonómica. Otros factores que pueden influir en los niveles de crecimiento regional se introducen en el modelo como variables de control. El principal resultado es que no encuentran para España relación estadísticamente significativa entre crecimiento económico y descentralización.

Carrión-i-Silvestre *et al.* (2008) analizan la contribución de la descentralización fiscal en España al proceso de crecimiento económico, tanto para el conjunto de la economía española, como para las CC.AA. y las corporaciones locales. La principal conclusión es que, a nivel agregado en España, el proceso de descentralización a las CC.AA. no ha tenido efectos significativos en el crecimiento económico, cuando la descentralización fiscal se mide en términos de las ratios de ingresos e inversión, y un efecto negativo estadísticamente significativo cuando se mide mediante los pesos del gasto público. Desde el punto de vista regional, encuentran que la descentralización fiscal hacia las CC.AA. tiene un efecto positivo sobre el crecimiento económico para aquellas regiones con mayor grado de descentralización fiscal e institucional, y negativo para las regiones con menor nivel competencial. En el caso local, la descentralización tiene un efecto positivo significativo para aquellas CC.AA. con autonomía fiscal plena.

Cantarero y Pérez (2009), usando un panel para las regiones españolas para el periodo 1985-2004, no encuentran una relación significativa entre el crecimiento del PIB per cápita y la distribución del gasto entre la Administración central y la autonómica (a la que se suma la local). Es decir, la descentralización fiscal *per se* no crea las condiciones para incrementar el crecimiento del PIB per cápita. Factores como el stock de capital, el capital humano, el crecimiento de la población, el nivel de renta inicial, las tasas de inflación o las tasas de paro, que también incluyen en el modelo, explican en mayor medida el crecimiento, siendo lo importante la cantidad, y no la administración que lleva a cabo el gasto. A pesar de ello, sí hallan evidencia empírica de la relación entre la descentralización de ingresos³⁰ y el crecimiento, apuntando que puede que no se haya llegado al nivel óptimo de descentralización de ingresos.

Resultados similares se obtienen en Gil-Serrate y López-Laborda (2006) y Gil-Serrate (2007). Estos autores analizan el efecto que ha tenido sobre el crecimiento económico el proceso de descentralización fiscal, tanto para España en su conjunto, como para las CC.AA. En el caso del análisis empírico para la economía española y el periodo 1984-2003, los resultados alcanzados en relación con la descentralización del gasto a los niveles subcentrales, sin tomar en consideración el grado de decisión que sobre éste tienen los gobiernos autonómicos y locales, indican la existencia de un límite desde el punto de vista de los efectos positivos de dicho tipo de descentralización sobre el crecimiento económico. En concreto, los resultados apuntan a que se habría superado dicho nivel. En el

³⁰ Aunque menos avanzada que en el caso de los gastos.

caso de la descentralización de ingresos, introducen tres indicadores de la misma (descentralización fuerte, media y débil), en función del grado de competencia en la recaudación y regulación de los ingresos. Identifican un efecto positivo directo de la misma sobre el crecimiento, en el que es relevante el grado de control que los gobiernos subcentrales tienen sobre dicho ingreso descentralizado.

En cambio, cuando se contrasta la relación entre la descentralización del ingreso y el crecimiento económico, para el caso de las economías de las CC. AA. españolas en el periodo 1984-1995, ese mismo resultado no queda claro, debido, posiblemente, a las características específicas y escasa longitud del periodo considerado. Aun así, encuentran un efecto positivo indirecto de la descentralización de ingresos sobre el crecimiento económico regional, a través de la positiva influencia en la inversión del sector privado, que a su vez beneficia al crecimiento económico. Con respecto a este efecto, el grado de control que tienen los gobiernos regionales sobre sus ingresos es importante. En suma, un aumento en el nivel de la descentralización de ingresos en la economía española respecto al nivel actual, implicaría más crecimiento económico.

Más recientemente, Gil-Serrate *et al.* (2011), para un periodo más amplio (1984-2008), analizan también la relación entre la descentralización de ingresos, medida mediante los tres indicadores anteriormente mencionados, y el crecimiento para las CC.AA., mediante un análisis VAR. Estos autores obtienen que la descentralización de ingresos ha generado un ligero efecto positivo en el crecimiento a lo largo de los 25 años considerados. Por otro lado, el notable crecimiento experimentado por las CC.AA. en el periodo estudiado no ha tenido reflejo en la mayor autonomía de los gobiernos regionales sobre sus ingresos, faceta que parece haber sido determinada por decisiones políticas.

Esteban (2006) analiza si la descentralización fiscal promueve el crecimiento económico en las CC.AA. de régimen común en el periodo 1997-2001, centrándose en la descentralización del gasto. Obtiene que la actividad pública desarrollada por las CC.AA. de régimen común se configura como una variable relevante a la hora de explicar el crecimiento económico regional en ese quinquenio.

Por su parte, Esteller y Solé (2005) contrastan la hipótesis de la superioridad de la provisión pública descentralizada en relación a la centralizada³¹, siendo las variables de interés el porcentaje de inversión en infraestructuras en carreteras y en educación, respecto

³¹ El conocido como “teorema de la descentralización”.

a los stocks regionales de capital, antes y después de la descentralización de tales competencias de gasto. Para ello, introducen variables *dummy*, que toman el valor cero antes de la descentralización de las competencias en estas materias y 1 cuando se traspasan. Los resultados del análisis apuntan a que la inversión realizada en ambas categorías de gasto es mucho más sensible al output regional y a los costes y número de usuarios de los servicios respectivos cuando los gobiernos subcentrales tienen la competencia de inversión. Esto sugiere indirectamente que en el régimen centralizado la composición del stock de capital no es maximizadora del crecimiento, y por tanto el crecimiento económico se impulsaría mediante la descentralización.

[Tabla 7. Convergencia Beta Condicionada: Descentralización Fiscal]

5.3.5. Fondos Europeos

En general, los trabajos ponen de manifiesto la contribución positiva de los fondos procedentes de la UE en la reducción de las disparidades regionales.

De la Fuente y Vives (1995) analizan el impacto del Fondo Europeo de Desarrollo Regional (FEDER) en la desigualdad regional entre 1986 y 1990. Estiman que los fondos han reducido ligeramente la dispersión en los niveles de capital público y rentas relativas, pero no tanto como si se hubieran distribuido en relación inversa al nivel inicial de dichas variables.

García-Milá y McGuire (2001) evalúan los efectos de la política regional, tanto de la Administración Central como de la Unión Europea, en las regiones españolas menos desarrolladas. Para ello, comparan la evolución económica de las regiones antes y después de la implementación de las transferencias, usando una aproximación de diferencias en diferencias. Encuentran que las políticas no han sido efectivas para estimular la inversión privada y mejorar las economías de dichas regiones.

María-Dolores y García Solanes (2002) aplican contrastes de convergencia beta condicionada y modelos de selectividad para cuantificar los efectos de los fondos estructurales sobre la convergencia de las CC.AA. españolas. Obtienen que la inclusión de determinadas regiones en el objetivo 1 y las implicaciones financieras que ello conlleva, aceleró la convergencia real de las mismas con respecto a aquellas CC.AA. que gozaban de un mayor nivel de renta per cápita. Además, la contribución de los fondos fue positiva en cada una de sus categorías, aunque modesta y de efectos lentos. Así, entre 1987, primer

año en que empezaron a percibirse estas ayudas, y 1997, el FEDER hizo aumentar la tasa anual de convergencia en 0,7%, el FSE 0,12%, y el FEOGA-Orientación 0,94%.

De la Fuente (2002b, 2003) calcula la contribución de los Marcos de Apoyo Comunitarios 1994-99 y 2000-06 al crecimiento del producto y el empleo en el conjunto del territorio objetivo 1. Estima que los Fondos Estructurales han aportado casi un punto anual a la tasa de crecimiento de las regiones asistidas y aproximadamente medio punto al crecimiento del producto agregado español durante un periodo de casi quince años. Por tanto, las subvenciones comunitarias han jugado un papel crucial en el proceso de convergencia de España hacia la renta promedio de la UE y han ayudado a mitigar las disparidades internas. Aunque también hay que tener en cuenta que la decisión de concentrar los recursos en las regiones más atrasadas, donde su rentabilidad es a menudo menor que en otras áreas, puede implicar un importante coste de oportunidad y podría no ser óptimo desde el punto de vista del conjunto del país.

Sosvilla-Rivero (2005) evalúa empíricamente los efectos económicos de los fondos estructurales recibidos por las regiones españolas objetivo 1 a través del marco de apoyo comunitario entre 1989 y 2006. Obtiene una importante aportación al crecimiento económico, así como a la riqueza y la creación de empleo. En comparación con un escenario sin fondos, los sucesivos programas de inversión en este periodo han representado una ganancia media de 0,56 puntos en las tasas de crecimiento de las regiones beneficiarias de los mismos, un incremento de la renta per cápita de 425 euros (a precios de 1999), un 1,46% más de empleo, y un descenso medio de 0,7 puntos en la tasa de paro.

Pérez *et al.* (2009), mediante un modelo input-output interregional, estiman el impacto de los fondos estructurales y de cohesión recibidos por las regiones españolas entre 1995 y 1999. En primer lugar, concluyen que los fondos europeos han contribuido a generar riqueza y empleo en las regiones atrasadas, favoreciendo el proceso de convergencia regional. En segundo lugar, que a pesar del efecto redistributivo, la ratio entre la producción generada y los fondos originalmente recibidos es mayor en las regiones más ricas, lo que indica que el efecto redistributivo del reparto original ha sido parcialmente limitado por la capacidad de las regiones ricas de capturar los *spillovers* interregionales generados por las atrasadas, a través de los vínculos intersectoriales.

Para el periodo 2000-2006, Escribá y Murgui (2010) también encuentran un impacto favorable de los fondos europeos, en este caso, respecto a la acumulación de capital,

aportando cerca de un punto porcentual anual al crecimiento de la demanda de capital privado productivo de las regiones objetivo 1 de la economía española y aproximadamente 0,4 puntos al crecimiento de la demanda de capital privado productivo del total de la economía. Prácticamente la mitad de ambos crecimientos son atribuibles al efecto del gasto en infraestructuras. Sostienen, sin embargo, que la política de cohesión podría haber sido más efectiva, y no solo para aumentar el capital sino también la productividad de las regiones objetivo 1, si los fondos comunitarios en formación e I+D hubiesen adquirido mayor protagonismo, ya que el efecto del volumen de gasto en infraestructuras sobre la inversión privada, una vez alcanzados ciertos umbrales, es limitado.

Villaverde y Maza (2010), en contraste con los anteriores trabajos, concluyen que pese a que la distribución regional de los fondos ha tenido un acentuado carácter redistributivo, la financiación comunitaria, tanto a nivel agregado como para cada uno de los tres fondos estructurales que analizan, no ha ejercido un impacto significativo ni sobre la velocidad de convergencia ni sobre la tasa de crecimiento de las regiones españolas³².

Mas (2010), mediante la metodología de la contabilidad del crecimiento, analiza el impacto de los fondos FEDER durante el periodo 2000-2006 en el VAB de las regiones objetivo 1 españolas, estimando que la influencia ha sido positiva, aunque modesta, dado su peso relativamente reducido en la acumulación de capital público.

Relacionando fondos estructurales y potencial tecnológico, Gumbau y Maudos (2010a) apuntan que la brecha tecnológica entre las regiones objetivo 1 y el resto de regiones españolas se ha reducido entre 1987 y 2006 gracias a los citados fondos, aunque aún persisten diferencias sustanciales.

Por su parte, Pastor *et al.* (2010) analizan el capital humano y los rendimientos educativos en las regiones objetivo 1 en términos comparativos con el resto de regiones. Los fondos recibidos han contribuido a paliar las diferencias en capital humano entre las regiones objetivo 1 y el resto, si bien éstas todavía persisten. Por lo que respecta a los rendimientos educativos, no se aprecian diferencias sustanciales entre las regiones objetivo 1 y el resto. De hecho, entre 2002 y 2006 los rendimientos educativos decrecen en todas las regiones, y la única diferencia que se aprecia entre las regiones objetivo 1 y el resto radica

³² Tampoco encuentran diferencias notables en términos de ritmo de crecimiento económico cuando consideran si una región es o no objetivo 1. Encuentran evidencia de la significatividad de los efectos fijos regionales y de que tanto el capital humano como la inversión pública ejercieron un impacto positivo sobre el crecimiento regional entre 2000 y 2006.

en que, para un mismo crecimiento del PIB, las regiones objetivo 1 parecen generar una menor demanda de capital humano que las más desarrolladas.

González-Alegre (2014) construye un modelo de panel de datos para estimar el papel del federalismo fiscal en la efectividad de los fondos estructurales de cara a impulsar la inversión pública, con datos de las CC.AA. españolas para el periodo 1993-2007. Introduce un término que contempla la interacción entre descentralización fiscal y fondos estructurales, obteniendo un coeficiente negativo. Es decir, los fondos estructurales son menos efectivos para impulsar la inversión pública a medida que la región obtiene mayor autonomía. Esto puede deberse, según el autor, a que las regiones encuentran más dificultades para ser elegibles para los fondos a medida que ganan autonomía fiscal. Por ello, recomienda que en el diseño futuro de la política de cohesión europea se tenga en cuenta la heterogeneidad del federalismo fiscal en los Estados miembros.

5.4. Capital Tecnológico

Para lograr un crecimiento económico sostenido a largo plazo es necesario incrementar los factores de producción o la innovación, bien mediante medios propios, o a través de la difusión tecnológica. Para analizar la importancia del capital tecnológico existen varias posibilidades. Una de ellas es considerarlo como un input de la función de producción. Otra posibilidad es modelizar el progreso técnico o el crecimiento de la PTF en términos, entre otros, del capital tecnológico.

De la Fuente (1996, 2002a) utiliza un modelo de crecimiento en el que aparecen, junto a la acumulación de capital, el *catch-up* tecnológico y el capital humano. Sus resultados indican que el proceso de convergencia de las CC.AA. españolas se debe fundamentalmente al *catch-up* tecnológico, la eliminación de disparidades en el nivel de capital humano entre regiones, y la redistribución del empleo entre regiones³³.

Otros autores han modelizado la innovación tecnológica de cada región incluyendo el gasto en I+D, el capital humano, y las externalidades que se absorben del capital tecnológico y humano producido en otra región.

En este sentido, Gumbau y Maudos (2006) analizan la importancia de las actividades tecnológicas para explicar las diferencias en productividad de las regiones españolas en el periodo 1987-1996. Cuantifican el efecto de la innovación tecnológica de la propia región,

³³ Mas *et al.* (1998) concluyen también que la convergencia tecnológica ha sido un importante mecanismo de convergencia en PTF entre regiones.

y las externalidades asociadas al capital tecnológico, a través de la estimación de funciones de producción y de una ecuación que explica la PTF. Encuentran una correlación positiva entre el nivel tecnológico y la renta per cápita, e importantes externalidades tecnológicas entre las regiones españolas. En Gumbau y Maudos (2010b) también se obtiene que el stock de capital en I+D y TIC tiene un efecto positivo en la producción, sobre todo el segundo, y esos autores muestran la importancia de los efectos desbordamiento de ambos.

Balmaseda y Melguizo (2007) valoran el impacto del capital tecnológico en el periodo 1987-1999 por regiones, ampliando la función de producción tradicional para incorporar la dotación de capital tecnológico propio como factor productivo. Concluyen que la aportación del stock de I+D es positiva y significativa en prácticamente todas las especificaciones, siendo el coeficiente estimado (en torno a 0,06) robusto a la inclusión de variables explicativas adicionales, como el capital humano o el capital tecnológico ajeno. Los resultados de las estimaciones, si bien ratifican la relevancia del capital tecnológico propio en la función de producción de las regiones españolas, no corroboran la existencia de externalidades, a diferencia del trabajo anteriormente comentado. Esto podría explicarse por la especialización productiva de ciertas CC.AA., cuya actividad podría concentrarse en sectores no intensivos en tecnología ni en conocimiento.

Escribá y Murgui (2008) estiman funciones de producción en el ámbito regional ampliadas con capital tecnológico propio y ajeno, para el periodo 1980-2000, obteniendo unos valores razonables para las elasticidades, que implican tasas de rentabilidad del capital tecnológico muy superiores a las de cualquier otro tipo de capital, lo que apunta a la necesidad de intensificar su dotación. Cuando se introduce el capital ajeno, tiende a anularse el efecto del propio y a reducirse el efecto del resto de capitales (privado, público y humano).

Para un periodo más amplio (1964-2004), De la Fuente (2008b) estima una función de producción regional que incluye el stock de este tipo de activos entre sus argumentos, para cuantificar el impacto sobre la productividad de las diferencias regionales en dotaciones de bienes TIC. Los resultados de la estimación confirman que la inversión en bienes TIC tiene un impacto significativo sobre la productividad e indican también que este impacto ha sido creciente con el paso del tiempo.

Frente a esos resultados, Marchante y Ortega (2007) encuentran que el stock de capital tecnológico no resulta significativo como determinante de la desigual evolución de

la productividad regional en España entre 1987 y 2000. En cambio, encuentran que determinadas características de los puestos de trabajo sí influyen en la misma. Así, estiman que un incremento en 1 punto porcentual en la proporción que representan los contratos permanentes en el total de ocupados, que implique una reducción de la misma cuantía en la proporción de temporales, tiene como consecuencia un aumento de 0,3 puntos porcentuales en la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo. Este efecto diferencial es aún mayor (0,39 puntos porcentuales) en el caso de que el aumento de la proporción de los permanentes se produzca exclusivamente como consecuencia de la reducción de los no asalariados.

Por lo que respecta a las patentes, Gumbau y Maudos (2009) se centran en analizar la importancia de los diferentes inputs tecnológicos (I+D y capital humano) y las externalidades para explicar las diferencias en los niveles de las mismas entre las regiones españolas entre 1986 y 2003. Los gastos en I+D y el capital humano de una región tienen un significativo efecto positivo en las patentes. Existen externalidades en I+D, si bien tienen un mayor efecto entre regiones adyacentes. Por el contrario, no resultan significativas las externalidades relativas al capital humano.

Fernández-Vázquez y Rubiera-Morollón (2013) adoptan un estimador basado en máxima entropía para estudiar las variaciones regionales de los coeficientes de regresión, y lo aplican al análisis de los crecimientos de productividad generados por actividades de I+D a nivel regional. Considerando los posibles efectos del stock de I+D propio de la región, así como los *spillovers* producidos en otras regiones, el estudio propone el uso de una técnica basada en entropía para estimar estos efectos en relación con una ubicación específica. Dependiendo del grado de heterogeneidad del conjunto de regiones analizadas, es posible que algunas de estas regiones presenten características que les permitan convertir más fácilmente los esfuerzos en I+D (generados en la región misma u obtenidos de otras regiones a través de *spillovers* de I+D) en ganancias de productividad, mientras que en otras regiones el efecto de las actividades de I+D (directas o generadas por *spillovers*) podrían ser irrelevantes. Los resultados para las regiones españolas en el periodo 1980-2000 muestran que los esfuerzos en I+D son imprescindibles para incrementar la productividad, aunque los efectos desbordamiento son igualmente relevantes, sobre todo en las regiones del noreste, que crecen a mayor ritmo, están más cercanas a la UE y están más urbanizadas.

Por su parte, López-Bazo *et al.* (2006) analizan la importancia de la interacción entre la acumulación de conocimiento local (gasto en I+D y porcentaje de trabajadores más formados) y la internacionalización (importaciones y exportaciones, inversión directa y efectos de desbordamiento tecnológico) como determinantes del crecimiento de la productividad de los factores. Estos autores concluyen que los beneficios de la internacionalización y el conocimiento local son mayores en las regiones con un determinado nivel de desarrollo ya alcanzado.

Maza *et al.* (2014) examinan el papel jugado por los gastos en I+D como instrumento de cohesión. Para ello, el trabajo evalúa la conexión entre las patentes (como variable *proxy* de gastos en I+D) y el crecimiento económico de las provincias españolas (NUTS3) durante el periodo 1995-2010. Los resultados ponen de relieve, en primer lugar, que las patentes impulsan el crecimiento. En segundo lugar, que no existe evidencia que apoye la existencia de efectos desbordamiento. Y, en tercer lugar, que el efecto de las patentes sobre el crecimiento parece ser mayor en las regiones más desarrolladas que en las menos desarrolladas. De acuerdo con estos resultados, estos autores consideran que sería necesaria una política de cohesión enfocada hacia la inversión en I+D en las regiones menos desarrolladas.

[Tabla 8. Convergencia Beta Condicionada: Capital Tecnológico]

5.5. Capital Humano

El capital humano influye en el crecimiento económico a través de dos vías. La primera es como factor productivo o efecto nivel, en el sentido de que la mejora de la cualificación de los trabajadores eleva su productividad. Para contrastarlo, se suele introducir el stock de capital humano como un argumento más en la función de producción. La segunda es como factor de progreso técnico o efecto tasa, ya que las mayores dotaciones de capital humano aumentan el ritmo del progreso técnico, al fomentar la innovación de nuevos procesos productivos, y la imitación o adaptación de técnicas desarrolladas por otras economías más avanzadas, favoreciendo así los procesos de difusión tecnológica. En este caso, lo habitual es incluir el stock de capital humano como uno de los determinantes de la tasa de progreso técnico, que se tendría que especificar incluyendo variables adicionales, como la inversión en I+D y la brecha existente entre cada país y la frontera tecnológica mundial. En general, existe bastante consenso a favor del

efecto tasa, pero la evidencia empírica sobre el efecto nivel es menos clara, como recoge Freire-Serén (2003)³⁴.

Serrano (1998) revisa la relación entre capital humano y convergencia a lo largo del periodo 1964-1993. Obtiene que el capital humano ha sido una importante fuente neta de divergencia regional en España, haciendo que la velocidad de convergencia registrada haya sido relativamente modesta. El efecto neto equivale a una tasa de divergencia anual del 2,92%.

En la misma línea, Gorostiaga (1999) analiza el efecto del capital humano sobre el crecimiento regional en el marco del modelo de Mankiw *et al.* (1992) para las regiones españolas en el periodo 1964-1991, obteniendo un efecto negativo, en contra de lo que predice el modelo. Cuando introduce la participación del capital humano en la función de producción considerando que esta variable afecta a la tasa de progreso técnico, encuentra resultados algo más coherentes, aunque no del todo satisfactorios³⁵.

Posteriormente, Serrano (1999) pone el énfasis en la interacción entre la acumulación de capital humano y la dinámica sectorial, y sus efectos sobre el crecimiento. El análisis empírico del crecimiento regional en el periodo 1964-1995 muestra que la influencia del capital humano varía según el sector: en los sectores secundarios y terciarios la mejora de los niveles educativos parece haber impulsado el crecimiento, mientras que en los primarios parece constituir un simple fenómeno de sobrecualificación. Finalmente, la creciente formación de los ocupados parece haber facilitado la transformación del aparato productivo hacia los sectores más dinámicos y productivos, aumentando de este modo la PTF agregada.

Entre los trabajos que sí apoyan la importancia del capital humano en el proceso de convergencia se encuentran Pérez y Serrano (2000), con datos provinciales para el periodo 1964-1998, y Galindo y Álvarez (2004), con datos regionales para el periodo 1995-2000.

Freire-Serén (2003) trata de averiguar si el asumir o no el supuesto de rendimientos constantes a escala pueda afectar a la significatividad del capital humano, utilizando datos de las regiones españolas en el periodo 1964-1993. El coeficiente estimado del capital humano es en todos los casos positivo y significativo, tanto en la estimación sin efectos

³⁴ De la Fuente (2004) señala que la existencia de errores de medición en las series de escolarización puede explicar que en algunos casos no se encuentre una contribución del capital humano al crecimiento positiva y cuantitativamente importante.

³⁵ Balmaseda y Melguizo (2007) tampoco encuentran que el capital humano sea un factor de producción significativo en las regiones españolas.

fijos, como en la que incluye las variables ficticias regionales. El asumir o no el supuesto de rendimientos constantes a escala no afecta ni a la significatividad ni a la magnitud del valor del coeficiente estimado. Por lo tanto, este análisis encuentra evidencia robusta del llamado efecto nivel del capital humano sobre el crecimiento del VAB regional.

De la Fuente *et al.* (2003) investigan la contribución de la inversión en capital humano al crecimiento de la productividad regional, estimando una función de producción con progreso técnico que permite la difusión tecnológica entre regiones, con datos de panel regionales para el periodo 1965-1995. Obtienen que las disparidades en niveles de escolarización explican el 40% de las diferencias observadas en productividad entre las regiones españolas.

María-Dolores y Puigcerver (2005) analizan el papel del capital público y humano en la renta y el crecimiento a largo plazo de las CC.AA. españolas, mediante una versión ampliada del modelo de crecimiento de Solow, con datos para el periodo 1964-1998. Encuentran evidencia en contra de una de las predicciones básicas del modelo de Solow: que el crecimiento a largo plazo viene determinado solamente por el progreso técnico, que es exógeno. Se obtiene un papel relevante del capital humano (elasticidad del 0,06). En segundo lugar, se elabora una medida de la tasa de crecimiento de la PTF utilizando el índice de Divisia-Tornqvist y se obtiene que es independiente de la inversión en capital privado y de la tasa de crecimiento de la población ocupada. Solamente se muestran ligeramente significativas la inversión en capital humano y la inversión en capital público.

De la Fuente y Doménech (2006)³⁶ analizan los efectos del nivel educativo y las infraestructuras sobre el producto regional entre 1960 y 2000. Concluyen que tanto el nivel de formación de la población como la dotación de infraestructuras son determinantes significativos y cuantitativamente importantes del nivel de renta regional. No obstante, existen importantes diferencias en el papel de estos dos tipos de inversiones. Así, la inversión en capital humano (con una elasticidad estimada de 0,835) ofrece un margen mayor para reducir las disparidades internas que la inversión en infraestructuras, ya que las diferencias en niveles educativos explican alrededor del 40% de los diferenciales de productividad entre regiones, mientras que la distribución territorial del stock de infraestructuras contribuye muy poco a tales diferencias y de hecho las reduce marginalmente.

³⁶ Similares resultados obtiene De la Fuente (2008c), a partir de la estimación de una función de producción agregada de tipo translog.

Escribá y Murgui (2009a) también tienen en cuenta la relación entre las infraestructuras y el capital humano. En concreto, analizan el efecto del gasto público en ambas variables sobre la inversión privada de las regiones españolas, a través de una aproximación que combina la ecuación de Euler que incluye infraestructuras y capital humano, considerando las 17 regiones y 17 ramas de actividad diferentes. Los resultados apuntan que la inversión aumenta progresivamente su sensibilidad al efecto de la inversión regional en capital humano en el periodo 1980-2003, mientras que el impacto de las infraestructuras solo se observa en los años ochenta.

Una comparativa de diferentes variables *proxy* para el capital humano se debe a Pablo-Romero y Gómez-Calero (2008b), que estiman el efecto del capital humano sobre el crecimiento económico de las provincias españolas entre 1980 y 2000, utilizando como indicadores del capital humano la población con estudios medios o superiores, los años medios de escolarización y el valor del capital humano en términos de trabajadores equivalentes. El estudio obtiene una contribución del capital humano que explica entre el 10 y el 50% del crecimiento de la productividad, según el indicador usado. Estas mismas autoras (Pablo-Romero y Gómez-Calero, 2008a), contrastan en qué medida el capital humano contribuye al crecimiento económico de las provincias españolas (1990-1999), intentando comprobar si las diferencias de dotación de este factor son explicativas de las diferencias de VAB entre las distintas provincias y de sus tasas de crecimiento, cuando el capital humano se mide en términos de trabajadores equivalentes, utilizando los salarios de mercado como ponderaciones de los distintos niveles de educación y experiencia. Los resultados obtenidos, mediante la técnica de datos de panel, ponen de manifiesto que el capital humano contribuye positivamente a la producción; así, su diferente dotación explica un 29,3% de las diferencias de VAB entre las provincias españolas y su crecimiento un 27,2% del crecimiento del VAB.

Otra forma de aproximarse al efecto del capital humano sobre la convergencia regional, es midiendo los rendimientos de la educación. En este sentido, Raymond (2002) analiza los rendimientos de la educación y la desigualdad regional. Para ello estima ecuaciones mincerianas de salarios para las regiones españolas, en base a la información de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* (1990-91). Los resultados apuntan que el rendimiento de la educación es más elevado en las regiones menos desarrolladas que en las más desarrolladas³⁷. Por otro lado, se estima que la desigual distribución del capital

³⁷ Esta misma idea se recoge en De la Fuente y Doménech (2006).

humano a escala regional puede explicar del orden de un tercio de la desigualdad regional observada en la distribución de los ingresos familiares medios. Por tanto, una parte sustancial de la desigualdad regional observada es atribuible a las diferencias existentes entre los niveles educativos de las distintas regiones.

Un análisis de la interacción entre el capital humano y la apertura, y sus efectos sobre la PTF industrial de las regiones españolas entre 1980 y 2000, se recoge en Serrano *et al.* (2004). Los resultados muestran que tanto el capital humano como la apertura comercial tienen una influencia positiva en la PTF de las regiones españolas. Asimismo, los resultados de este trabajo revelan que la adecuación entre el nivel de cualificación de la mano de obra y los conocimientos que fluyen a través de los intercambios comerciales va a ser determinante en el proceso de progreso técnico.

Serrano *et al.* (2008) estudian empíricamente si existe un nivel crítico de capital humano a partir del cual se refuerza la relación positiva entre el crecimiento de la productividad y el grado de internacionalización de una región, y a través de qué canales de internacionalización se observa la existencia de ese efecto umbral del capital humano en dicha relación. Encuentran evidencia de la existencia de un efecto umbral del capital humano en las regiones españolas durante el periodo 1980-2000 relacionado con la apertura comercial. Así, las regiones con un stock de capital humano por encima del umbral experimentan un mayor crecimiento de la productividad ante un mayor volumen de comercio. No encuentran evidencia de efecto umbral en la relación entre el crecimiento de la productividad y la internacionalización vía inversión directa extranjera o *spillovers* internacionales de I+D.

Un análisis del efecto directo del capital humano sobre la productividad y el efecto indirecto que tiene sobre la inversión privada en capital físico se recoge en López-Bazo y Moreno (2008). Para ello, aplican la teoría dual, estimando una función de costes translogarítmica ampliada con capital humano para las regiones españolas en el periodo 1980-2000. Obtienen que el incremento de un año de escolarización de la población activa conduce a un aumento del 7,3% del VAB. Por otro lado, estiman que, de media en esas dos décadas, cada año adicional de escolarización de los trabajadores, conlleva un incremento del 19% en el stock óptimo de capital físico en la economía española. Esto podría explicarse porque los trabajadores más formados permiten obtener un mayor retorno de la inversión en capital físico.

Ramos *et al.* (2010) consideran la existencia de efectos desbordamiento para analizar el impacto diferencial del capital humano, en términos de diferentes niveles de escolarización, sobre la productividad regional y la convergencia. El análisis empírico de las provincias españolas entre 1980 y 2007 confirma el impacto positivo y significativo de los estudios secundarios y terciarios sobre la productividad y el crecimiento, mientras que los primarios no tienen influencia. Los resultados apuntan que no existen efectos desbordamiento positivos del capital humano, incluso en algunos casos se producen *spillovers* negativos de los estudios terciarios. Una posible explicación es que las regiones compiten por trabajos muy cualificados en sectores de alto valor añadido (de forma que es el nivel relativo de capital humano lo que importa) o que las regiones adyacentes atraen trabajadores cualificados para explotar las economías de aglomeración.

Considerando adicionalmente si las regiones accedieron a la autonomía por la vía del artículo 151 de la Constitución Española, Morales y Pérez (2007) analizan la convergencia en capital humano entre las CC.AA. en el periodo 1970- 2004. Obtienen que ha habido un significativo proceso de convergencia en la tasa de población que ha concluido por lo menos los estudios medios, aunque no tanto en los que han terminado los estudios superiores. Se concluye que en este proceso de convergencia no ha influido la distinta forma de acceder a las competencias educativas por parte de las distintas regiones, salvo en el caso de los estudios superiores, para los que se observa que, por un lado, han convergido las CC.AA. de techo competencial alto y, por otro lado, el resto.

Un concepto más amplio que el tradicional del capital humano es el que utilizan Casares *et al.* (2012). Estos autores construyen una base de datos para el año 2001 a nivel provincial referida a tres variables: talento, tecnología y tolerancia. Como indicadores de talento usan el capital humano y la clase creativa. Como variables *proxy* de tecnología, apuntan a sectores de alta tecnología según la OCDE³⁸, la innovación (patentes) y la conectividad (ordenadores, Internet). Y como indicadores de tolerancia, apuntan a un índice de diversidad (% y diversidad de procedencia de los extranjeros), índice de integración (nivel de estudios de los extranjeros), índice de artistas e índice homosexual (% de parejas del mismo sexo). El objetivo es analizar los efectos independientes del capital

³⁸ La OCDE considera sectores manufactureros de tecnología alta a los siguientes: la fabricación de productos farmacéuticos, informáticos, electrónicos y ópticos, y la construcción aeronáutica y espacial y su maquinaria; y servicios de alta tecnología o tecnología punta a los siguientes: las actividades cinematográficas, de video y de programas de televisión, grabación de sonido y edición musical, actividades de programación y emisión de radio y televisión, telecomunicaciones, programación, consultoría y otras actividades relacionadas con la informática, servicios de información, e investigación y desarrollo.

humano, la población creativa, la tecnología y otras variables sobre el PIB per cápita regional. Para ello suponen una función de producción agregada donde los factores de producción son el talento, la tecnología, la tolerancia, la universidad, las amenidades y la población. Encuentran evidencia empírica de que el capital creativo predice mejor el crecimiento que otras medidas tradicionales del talento basadas en los niveles educativos.

Las estimaciones más recientes de Peña *et al.* (2014) cuantifican el impacto del capital humano en el crecimiento de la productividad regional entre 1980 y 2012, obteniendo un resultado positivo y significativo, con una elasticidad del capital humano del 6,7%.

[Tabla 9. Convergencia Beta Condicionada: Capital Humano]

5.6. Capital Social

El capital social mide el valor de las relaciones sociales y el papel de la cooperación, la confianza y la inclusión social en el logro de resultados económicos colectivos. La falta de confianza dificulta las relaciones económicas, encareciendo los costes de funcionamiento de los países y puede ser una causa importante del estancamiento económico o de los bajos ritmos de crecimiento. El IVIE, junto con la Fundación BBVA, publicó un estudio dirigido por Pérez (2005) en el que se estimaba, para España y otros países de la OCDE, la evolución del capital social para las CC.AA. y provincias españolas, en este caso para el periodo 1983-2001. Los resultados ponían de manifiesto que, en términos generales, en todas las regiones y provincias españolas había crecido el capital social sustancialmente en ese periodo, gracias a que todos los territorios participaron del crecimiento económico y la creación de empleo, así como del desarrollo de un Estado del Bienestar en el que están presentes flujos de solidaridad interterritorial.

Con todo, había diferencias, tanto en sus niveles como en sus tasas de crecimiento. Por sus niveles de capital social destacaban las regiones más dinámicas en términos de generación de renta y creación de empleo, que eran también las que tenían menos desigualdad: Madrid, Baleares, Cataluña y Navarra, seguidos por el resto de las regiones del eje nororiental (Comunidad Valenciana, País Vasco, Aragón, La Rioja y Murcia). En el resto de regiones, aunque todas mejoraban, los niveles de confianza se situaban por debajo de la media española, lo que implicaba un lastre (relativo) para su productividad. Por otro lado, las mayores tasas de crecimiento del capital social corresponderían a Baleares, Murcia, Navarra y la Comunidad Valenciana.

Peiró y Tortosa-Ausina (2015), sobre la base de los resultados anteriores, analizan el impacto del capital social en el crecimiento de las provincias españolas entre 1985 y 2005, incluyendo esta variable como input en la función de producción y utilizando datos de panel, en el contexto del modelo de Mankiw *et al.* (1992). Concluyen que las características sociales importan para explicar las diferencias en términos de riqueza observables entre las provincias españolas. En concreto, un incremento del 10% en los niveles de capital social, conlleva un incremento del PIB provincial del 0,29%. Este impacto es relativamente modesto en comparación con los coeficientes que muestran el capital humano y el físico, si bien esto puede deberse al efecto indirecto, más que directo, que el capital social tiene sobre el crecimiento. Además, estos autores encuentran una notable relación positiva entre el capital social y la inversión física privada. Así, un incremento del 10% en los niveles de capital social, conlleva un incremento del 1,1% de la inversión privada (0,31% de la inversión privada no residencial).

5.7. Emprendimiento

La figura del emprendedor, concepto introducido por Cantillon (1755) y generalizado por Mill (1848), ha sido ampliamente abordada a lo largo de la literatura económica. Como indicador habitual se ha utilizado el número de empresarios con y sin asalariados, información que proporciona la *Encuesta de Población Activa* en el caso de España, o la tasa de emprendimiento, entendida como el porcentaje del número de sociedades creadas respecto al total de la población, que aproxima la creación potencial de nuevos negocios. Desde principios de este siglo, no obstante, la aparición del Proyecto “Global Entrepreneurship Monitor” (GEM) a nivel de CC.AA. (desde 2006, con información para todas), ha permitido contar con una base de datos anual y armonizada con información más amplia y detallada sobre la actividad emprendedora, las actitudes y las aspiraciones de los individuos sobre el proceso emprendedor. Gracias a ello, se pueden analizar de forma empírica más exhaustiva los posibles efectos positivos del emprendimiento en el crecimiento económico y la generación de empleo, y su papel en relación a la innovación.

O’Kean *et al.* (2006) estiman una función de producción del tipo Cobb-Douglas con una variable empresarial, el número de empleadores con y sin asalariados más los directivos, junto al capital y al trabajo; y se incorpora también un parámetro de eficiencia, que identifican con la calidad del tejido empresarial³⁹, en la función de producción

³⁹ Aproximan la calidad del tejido empresarial a través del porcentaje de no asalariados con estudios medios y superiores.

agregada para las regiones españolas en el periodo 1980-1995. Los resultados, aunque débiles, parecen mostrar la existencia de un efecto positivo del factor empresarial y su eficiencia sobre el crecimiento económico regional. Parece pues que las regiones más ricas hoy son las que dieron en el pasado una mayor importancia a la acumulación de capital humano empresarial, y que cuanto más denso es el tejido empresarial mayor es el grado de desarrollo de una región.

Salas y Sánchez-Asín (2008) sostienen que la contribución del empresario al crecimiento económico se debe a la mejora en la calidad de los servicios de trabajo que aporta a la empresa, que tiene un efecto multiplicador sobre la productividad de los trabajadores directos. Para captar la calidad del factor emprendedor utilizan el porcentaje de empresarios con estudios medios o superiores respecto a los trabajadores asalariados con esa misma formación. Los resultados del ejercicio empírico, con datos de las CC.AA. españolas en el periodo 1987-2004, apuntan que el crecimiento de la productividad es mayor en las comunidades con mayor tasa de emprendedores (medida como el porcentaje de empresarios con y sin asalariados y ocupados en alta dirección respecto al total de ocupados) al inicio del periodo, y que la tasa de emprendedores responde negativamente a la calidad relativa del input emprendedor⁴⁰. Ambos resultados son consistentes con la explicación del recurso emprendedor como resultado de un proceso de división del trabajo, en el que las personas más “hábiles” tenderían a ocuparse en puestos de dirección empresarial.

Ahondando en esta cuestión, Salas y Sánchez-Asín (2010) investigan la contribución de la cantidad y calidad de los emprendedores al crecimiento de la PTF en las CC.AA. españolas. Contrastan empíricamente dos hipótesis sobre la relación entre el recurso emprendedor y el crecimiento económico, cada una de las cuales se ha relacionado a su vez con percepciones de la función del empresario en el sistema económico de mercado: dirigir la asignación de recursos dentro de la empresa (Coase) y transformar el conocimiento en bienes y servicios que satisfacen necesidades (Schumpeter). Los resultados empíricos obtenidos, a partir de datos provenientes de las 17 CC.AA. españolas para el periodo 1987-2004, muestran un efecto positivo de la mejora en la calidad del recurso emprendedor sobre el crecimiento de la productividad aparente de las personas ocupadas, por medio de una mayor eficiencia en la función de dirección interna de recursos que realiza el

⁴⁰ La proporción de emprendedores es menor en las CC.AA. con una mayor calidad relativa de los servicios que éstos proporcionan, ya que habrá empresas más grandes y menos empresarios sin asalariados.

emprendedor según la versión del mismo en la obra de Coase. También encuentran que la cantidad y calidad del recurso emprendedor interactúan para afectar positivamente a la contribución del crecimiento en la intensidad de capital tecnológico por ocupado sobre el crecimiento de la productividad, según las predicciones de modelos inspiradas en Schumpeter, que destacan la función del empresario como la persona que hace más permeable el filtro del conocimiento. El trabajo destaca la importancia de considerar características de calidad (por ejemplo, años de escolaridad reglada), además de las habituales de cantidad (por ejemplo, proporción de emprendedores en las personas ocupadas), en la cuantificación del recurso emprendedor.

González-Pernía *et al.* (2012) parten de la idea de que la capacidad para generar nuevos conocimientos y emprender es diferente para las distintas regiones, y contrastan si estas diferencias están asociadas con el nivel de competitividad. Usando datos de las regiones españolas del periodo 2000-2004, muestran que es la capacidad simultánea de una región para generar nuevo conocimiento y nuevas empresas lo que influye positivamente en su nivel de competitividad. Por tanto, llegan a la conclusión de que la innovación es una condición necesaria, pero no suficiente para lograr el desarrollo regional.

Salas *et al.* (2014) encuentran que la relación positiva (negativa) entre el número de trabajadores por cuenta propia con asalariados (trabajadores por cuenta propia sin asalariados) y la productividad, observada para datos de las CC.AA. españolas, se explica, bajo determinadas condiciones, como resultado de las diferencias de conocimientos y habilidades medias entre regiones y a lo largo del tiempo. Estos autores apuntan a la importancia de diferenciar entre empresarios con y sin asalariados para poder establecer conclusiones válidas referidas a la vinculación entre emprendimiento y desarrollo económico.

González-Pernía y Peña-Legaskue (2015) analizan el impacto del emprendimiento orientado a la exportación en el crecimiento regional, con datos del proyecto GEM y el INE para las CC.AA. españolas en el periodo 2003-2013, estimando una función de producción mediante datos de panel, con mínimos cuadrados en dos etapas y GMM. Encuentran evidencia de que las regiones que tienen mayor nivel de actividad emprendedora por razón de oportunidad, y mayor porcentaje de población adulta que emprende con orientación exportadora, tienen mayores tasas de crecimiento económico.

5.8. Apertura Comercial

Las teorías de crecimiento endógeno prestan atención, entre otros factores, a las implicaciones de la apertura comercial en el crecimiento a largo plazo. Eris y Ulasan (2013) señalan que estas teorías resaltan cuatro efectos: comunicación, duplicidad, integración y asignación.

La apertura al comercio internacional proporciona oportunidades para comunicarse con otros países, lo que facilita la transmisión de tecnologías. La apertura incentiva a las empresas a generar ideas nuevas y distintas, y tecnologías y, consecuentemente, previenen la duplicidad de esfuerzos en I+D. La apertura comercial amplía el tamaño del mercado de las empresas, incrementando las actividades en I+D, y consecuentemente el crecimiento económico, ya que este sector está sujeto a economías de escala crecientes. Aunque la mayor competencia puede hacer que las empresas reduzcan su cuota de mercado y, con ello, el crecimiento. Por otro lado, la apertura comercial lleva a los países a especializarse en función de las ventajas comparativas que les aporta su dotación de factores. La apertura al comercio hace que los precios de los factores se alteren. Si un país tiene ventaja comparativa en un sector intensivo en trabajo poco cualificado, la apertura comercial reducirá el salario relativo de un trabajador cualificado respecto al no cualificado. Esto conducirá a un aumento del nivel de las actividades de I+D y, consecuentemente, en la tasa de crecimiento a largo plazo, ya que el coste de la I+D se reduce y/o aumenta el porcentaje de trabajadores cualificados empleados. Lo contrario ocurre en un país especializado en bienes intensivos en trabajo cualificado.

Entre los efectos anteriormente comentados, solo los de comunicación y duplicidad llevan a un incremento del crecimiento económico; los efectos de asignación e integración no son siempre positivos. Por tanto, es posible concluir que la influencia de la apertura al comercio internacional en el crecimiento económico a largo plazo depende de la magnitud y predominancia de estos efectos diferentes. En otras palabras, las teorías de crecimiento endógeno no predicen que el comercio lleve necesariamente a un mayor crecimiento económico en cualquier circunstancia y país.

Carnicero (2001) estima el impacto que el proceso de apertura comercial en España ha tenido sobre la ralentización observada de la convergencia en productividad de las regiones españolas. Las estimaciones realizadas para 12 sectores y 17 regiones durante el periodo 1981-1995 muestran que este efecto sobre la convergencia existe y es negativo.

Así, un mayor intercambio comercial provoca aumentos en la divergencia. Sin embargo, su cuantía es menor que el efecto positivo provocado por el cambio en la estructura sectorial durante este periodo. Por ello, a pesar de la ralentización, los niveles de productividad de las diferentes regiones han seguido acercándose. El autor concluye que la evolución de las regiones más productivas hacia la especialización en sectores más abiertos al exterior parece apuntar una tendencia al reforzamiento futuro de ese efecto negativo.

Más concretamente, Minondo (2010) se centra en analizar la productividad de las exportaciones y sus efectos sobre el crecimiento económico. Utilizando una base de datos de las provincias españolas altamente desagregada, calcula el nivel de productividad asociado a las exportaciones que éstas realizan y comprueba que las provincias que se han especializado en productos asociados a una alta productividad han logrado un mayor crecimiento económico.

Serrano *et al.* (2004) y López-Bazo *et al.* (2006) analizan la complementariedad que existe entre la internacionalización, la difusión de conocimientos y el capital humano para explicar la productividad de los factores. Los resultados revelan que la adecuación entre el nivel de cualificación de la mano de obra y los conocimientos que fluyen a través de los intercambios comerciales es determinante en el proceso de progreso técnico. En este sentido, es el comercio en general y no únicamente el de bienes intermedios y de equipo, a los que tradicionalmente se considera que tienen un mayor nivel tecnológico, el que favorece el desarrollo tecnológico regional. Asimismo, al considerar tanto importaciones como exportaciones de todo tipo de bienes, muestran que los efectos beneficiosos del comercio no parecen circunscribirse a las importaciones de bienes intermedios y de equipo. Por el contrario, son las exportaciones, y no solo las de contenido tecnológico, sino también las de todo tipo de bienes, las que en mayor medida generan mejoras en la productividad industrial de las regiones españolas y, por tanto, en su progreso técnico. También apuntan que un nivel de desarrollo inicial por encima de la media es crucial para impulsar las complementariedades entre el conocimiento local y la apertura comercial como promotores del crecimiento de la productividad regional.

Bajo-Rubio y Díaz-Roldán (2011) estudian el crecimiento regional y las posibles limitaciones que éste puede sufrir como consecuencia de la existencia de balanzas de pagos deficitarias, con datos para el periodo 1988-2008. Para ello, calculan la tasa de crecimiento restringida a la balanza de pagos para cada región, que determina el límite de crecimiento futuro, ya que una región que crezca por encima generará déficit exterior. Canarias,

Baleares, Madrid, La Rioja, Galicia, Castilla y León, Cataluña, Cantabria y País Vasco no parecen mostrar problemas de competitividad, pues sus tasas de crecimiento están por debajo de las restringidas a la balanza de pagos. Por el contrario, Murcia, Valencia, Castilla-La Mancha, Aragón, Andalucía, Asturias, Navarra y Extremadura muestran tasas de crecimiento por encima del límite comentado; regiones que en su mayoría se caracterizan por una baja productividad, junto a un elevado peso de la construcción.

6. Otras Metodologías

6.1. Dinámica de la Distribución y Clubs de Convergencia

Quah (1996a, b) sostiene que los estudios basados en los conceptos de convergencia en varianza (o convergencia sigma) y reversión hacia la media (o convergencia beta) pueden ofrecer resultados sesgados, ya que no consideran todos los valores de la distribución, sino solamente los medios. En su lugar, propone modelizar directamente la dinámica de la distribución, bien de forma discreta, a través de la utilización de cadenas de Markov, o continua, mediante la estimación de kernels estocásticos. Junto a ello, también propone analizar la forma de la distribución, mediante histogramas para el caso discreto, o funciones de densidad para el caso continuo. Estudiando cómo varía la forma de la distribución en diferentes puntos del tiempo, se observa la tendencia hacia la concentración o la dispersión. Simultáneamente, se analiza también la movilidad dentro de la distribución, estudiándose por ejemplo si las regiones pobres convergen hacia las ricas. Con esta metodología, obtiene evidencia de persistencia y estratificación, con la formación de clubs de convergencia y la polarización de la distribución en dos picos de ricos y pobres, desapareciendo las clases medias.

En este campo, la primera aplicación empírica para España se debió a Gardeazabal (1996), que analiza la dinámica de la distribución de la renta provincial en España en el periodo 1967-1991. Los resultados muestran que las provincias españolas tienden hacia una distribución de equilibrio con mayor probabilidad en el centro, siendo la distribución de la renta en 1991 entre las provincias españolas muy similar a la de equilibrio. Por tanto, la distribución de la renta provincial en España parecía haber convergido hacia la distribución de equilibrio.

Por el contrario, Lamo (2000), aplicando análisis discreto y continuo al caso de las provincias españolas en el periodo 1955-1991⁴¹, obtiene que no ha existido convergencia en renta.

Pérez (2000), al analizar la dinámica de la distribución del proceso de convergencia regional, sostiene que en el caso del VAB per cápita de las regiones españolas entre 1955 y 1995 no se aprecia un modelo común, sino que las economías regionales siguen modelos diferentes cuando se agrupan de acuerdo con su renta per cápita inicial y su estructura productiva.

Leonida y Montolio (2001) investigan la dinámica del PIB per cápita en las provincias españolas entre 1961-1997, mediante una aproximación de estimación no paramétrica de la densidad. Encuentran un periodo de convergencia entre clusters durante los años sesenta y setenta, seguido de evidencia de convergencia intra-clusters durante los ochenta. En el último periodo analizado (1991-97) se observa el inicio de un proceso divergente entre clusters y un aumento de la polarización. Por lo que respecta a los factores que afectan a esta evolución, Leonida y Montolio (2004) estudian el capital público, privado y humano, y un índice de industrialización para 1965-1995. Estos autores muestran que la acumulación de capital privado y educación superior tiene un efecto significativo sobre el crecimiento de las regiones ricas y explica una buena proporción de la dispersión y polarización observadas de las rentas. Adicionalmente, encuentran que el capital público ha reducido desigualdades, a través de la redistribución de rentas, más que incrementando la productividad. Finalmente, la industrialización resulta menos explicativa una vez que se controlan las estimaciones por otros determinantes del crecimiento.

Goerlich *et al.* (2002) revisan la experiencia de crecimiento de las regiones españolas durante el periodo 1955-2000. La dinámica del VAB, la población y el empleo indica que, hasta finales de los años setenta, se produjo un proceso prácticamente continuado de concentración de la actividad en Madrid, los archipiélagos y las regiones del arco mediterráneo. Durante la década de los noventa se produce el estancamiento de la convergencia en VAB per cápita y productividad, manteniéndose la existencia de dos clubs de regiones, perteneciendo dos de las más pobladas, Madrid y Cataluña, al grupo de mayor renta y productividad.

⁴¹ Salvo ligeramente en el periodo 1955-1964.

Mora (2002), para las regiones españolas en el periodo 1955-1977, aplicando análisis discreto y continuo, concluye que se ha producido un proceso de convergencia muy claro en VAB per cápita para las regiones con un mayor nivel de renta inicial, por la evolución entre 1955 y 1975, mientras que para el resto de regiones existe convergencia, pero no tan intensa. Esto evidencia la existencia de grupos de regiones diferenciados, que no siguen un comportamiento común. Los indicios de convergencia en la distribución son más fuertes cuando se considera la variable productividad.

Centrándose en la productividad, Quilis (1997) estudia la dinámica de la distribución regional de la productividad real mediante una cadena de Markov para el periodo 1980-1993, apreciándose un proceso de convergencia, si bien esta convergencia ha de ser matizada debido tanto al perfil relativamente uniforme de la distribución asintótica como a la reducida velocidad a la que el mencionado proceso tiene lugar. En la misma línea, Villaverde (2004), para las provincias españolas entre 1985 y 2002, observa la existencia de convergencia provincial en productividad, una baja movilidad intradistribucional, y la presencia de efectos espaciales.

Tortosa-Ausina *et al.* (2005) analizan la evolución de las disparidades provinciales entre 1965 y 1997 mediante técnicas de dinámica de la distribución, considerando explícitamente el tamaño económico de cada provincia y la existencia de externalidades espaciales. Los resultados indican que el proceso de convergencia ha sido más intenso en productividad del trabajo, PTF e intensidad de capital, mientras que el patrón para la renta per cápita resulta menos marcado. Estas conclusiones se mantienen considerando la localización, pero no cuando se pondera por el tamaño económico de cada provincia.

Finalmente, cabe destacar dos aportaciones relativas a las migraciones. Hierro (2006) muestra que las migraciones interiores no han actuado de mecanismo corrector de las desigualdades regionales en renta per cápita entre 1986 y 2003. Posteriormente, Hierro y Maza (2010a) analizan si la migración interna de los residentes extranjeros puede estar detrás del nuevo proceso de convergencia observado en España a principios del siglo XXI. Para ello, proponen una nueva aproximación, en el marco de las cadenas de Markov, que permite explorar la relación entre migración y convergencia. Introducen la medida migración-convergencia, que tiene en cuenta tres elementos: tasas de migración, patrones de migración y diferencias de rentas. Los resultados son contrarios a la hipótesis inicial, de manera que el mayor porcentaje de población residente extranjera en migración interna no explica la reactivación del proceso de convergencia; y las diferencias que muestran los

extranjeros y nativos en la forma de moverse dentro de España no generan un efecto apreciable en la convergencia en renta.

Además del estudio de la dinámica de la distribución, se han seguido otras aproximaciones para analizar la existencia de clubs de convergencia en las regiones o provincias españolas. Todas ellas parten de la idea de que es posible que los estados estacionarios a los que tienden las regiones que integran un país sean distintos. Así, frente a la convergencia global que se desprende de los modelos neoclásicos de crecimiento, habría convergencia de tipo local. Las regiones forman grupos o clubs de economías si interactúan más entre sí que con el resto, y si presentan unas condiciones iniciales bastante próximas, que les llevan hacia el mismo equilibrio a largo plazo. Los niveles de renta de estos clubs de convergencia dentro de un país no tienen por qué aproximarse entre sí, pudiendo persistir una situación de equilibrios múltiples dentro de un país.

Dolado *et al.* (1994) analizan la convergencia por subgrupos de provincias, dividiéndolas en tres grupos, según su renta per cápita. Estiman que no existe convergencia beta absoluta entre las provincias más pobres, pero sí una alta velocidad de convergencia entre las provincias ricas. Cuando condicionan por la tasa de ahorro y las migraciones, tanto las provincias ricas como las pobres convergen a notable velocidad (5% y 4%, respectivamente), y las intermedias también, aunque a un ritmo menor. De este modo, se rechaza que el proceso de convergencia de las provincias españolas sea local.

Villaverde y Sánchez-Robles (1998) analizan empíricamente la evolución de las provincias españolas, en el periodo 1955-1995 y varios subperiodos⁴². Los resultados preliminares no apoyan la hipótesis de convergencia absoluta entre las provincias, pero sí son más favorables a la convergencia condicional a diferentes estados estacionarios o equilibrios múltiples. Utilizan la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de los *gaps* finales sobre los *gaps* iniciales de la renta por habitante, y detectan la existencia de dos clubs de renta para uno de los subperiodos considerados (1985-1995). No se registra un acortamiento de distancias con la provincia líder en 1995, y sí una modificación en la ordenación relativa de las provincias.

Cuadrado-Roura *et al.* (1999a) analizan la convergencia sigma agrupando a las regiones en función de sus niveles iniciales de VAB per cápita, para estudiar la existencia o no de los denominados clubs de convergencia en el periodo 1980-1995, mediante la

⁴² 1955-1975, 1975-1985 y 1985-1995.

descomposición de la convergencia sigma en dos componentes. El primero muestra la convergencia intragrupos, es decir, si existe convergencia entre las regiones que integran un determinado grupo, y el segundo recoge si se produce un proceso de aproximación entre las regiones pertenecientes a grupos diferentes (convergencia intergrupos). Estos autores obtienen que la convergencia sigma es mayor dentro de cada grupo de regiones que en términos intergrupos, lo que permite apuntar, aunque dentro de unos límites modestos, que el proceso de acercamiento de los niveles de VAB per cápita se ha producido con mayor intensidad entre las regiones con un nivel de desarrollo similar. Es decir, durante el periodo estudiado, la convergencia parece haberse circunscrito, en especial, a determinados grupos o clubs.

Garcimartín y Martín-Mayoral (2000) clasifican a las regiones españolas en cuatro clubs de convergencia: el eje del Ebro (Aragón, País Vasco, La Rioja y Navarra), el arco mediterráneo (Cataluña, Valencia y Baleares), Madrid, y el resto, que subdividen en tres: R1 (Castilla-La Mancha, Canarias, Extremadura y Galicia), R2 (Castilla y León, Andalucía y Murcia) y R3 (Asturias y Cantabria). Estos autores concluyen que existe convergencia intragrupo en el eje del Ebro en el periodo 1955-1995. Mientras, en el arco mediterráneo, solo existe convergencia entre Cataluña y Valencia. En cuanto al resto, habría convergencia intragrupo en R1 y R2. Por lo que respecta a la convergencia entre grupos, obtienen dicho resultado para aquellas regiones con mayor desarrollo (eje del Ebro, arco mediterráneo y Madrid). Cuando analizan la convergencia sigma, no obstante, no encuentran convergencia, lo que apunta a que el VAB per cápita estaría oscilando alrededor de unos estados estacionarios ya alcanzados en la mayoría de los casos al principio del periodo analizado.

Mora (2002), entre otros aspectos, analiza la dinámica de la distribución, tanto en el caso discreto, como continuo, del índice de Gini para el VAB per cápita (y por ocupado) de las provincias españolas, considerando tres periodos: época de crecimiento (1955-1975), periodo de crisis económica (1975-1985) y años tras la integración en la Unión Europea (1985-1997). Obtiene que el VAB per cápita registró en el conjunto del periodo un proceso de convergencia claro para las regiones con un mayor nivel de renta inicial, fundamentalmente por la evolución entre 1955 y 1975. Asimismo, observa un proceso de concentración hasta 1991, mientras que al final del periodo se detecta una posible situación de bimodalidad. Posteriormente, estudia también la existencia de clubs de convergencia. Para ello, considera tres grupos de provincias (niveles bajos, medios y altos de VAB per

cápita), analiza la estructura productiva sectorial media de cada grupo, y procede a estudiar la presencia de convergencia de tipo local, encontrando evidencia de la misma para los grupos de renta media y alta.

Torres y Sala (2008), mediante la técnica de análisis cluster⁴³ aplicada a un conjunto de indicadores socioeconómicos, evalúan qué clubs de convergencia se detectan en las CC.AA. españolas en el año 1990 y en el año 2000, en función de determinadas variables socioeconómicas⁴⁴, identificando seis clubs en el año 1990 y siete en el 2000. Los resultados indican que a lo largo de la década de los noventa no tuvo lugar un proceso de convergencia socioeconómica en el seno de las CC.AA. españolas. Así, entre 1990 y 2000 el número de clubs aumenta, generándose uno nuevo formado por Asturias y Cantabria. Además, los clubs de finales de los noventa son menos homogéneos que los de inicios de los noventa, al no haber disminuido la dispersión de las variables que los determinan.

Genaro y Melchor (2010) se centran en el impacto que el crecimiento del sector servicios ha tenido en el crecimiento económico de las regiones españolas (1967-1995). Para ello, realizan agrupaciones para identificar diferentes patrones de crecimiento regional. Como resultado del análisis cluster, proponen unos clubs de convergencia y analizan la convergencia beta en PIB per cápita y en términos del grado de terciarización de las regiones. Concluyen que son principalmente el stock de capital y la productividad del capital en los servicios de mercado los que explican el crecimiento del PIB per cápita en las regiones españolas.

Bandrés y Gadea (2013) analizan cómo influyen los rasgos estructurales (como la renta per cápita, el peso de la industria, la tasa de paro, la dotación de capital humano y la tasa de apertura) y las perturbaciones idiosincrásicas en las diferencias detectadas en el impacto de la crisis iniciada en 2008 por grupos de regiones. Combinando en un solo análisis cluster toda la información estructural, la coyuntural y la asociada a las características y sincronización del ciclo, obtienen cuatro grupos. El que presenta mejores resultados ante la crisis y tiene también mejores indicadores estructurales está formado por Madrid, País Vasco y Navarra. Cercano al anterior, con elevado nivel de sincronía pero con un mayor impacto de la recesión, estaría un segundo grupo formado por Cataluña,

⁴³ Recordemos que se trata de una técnica de análisis multivariante que permite agrupar casos o variables en función de la similitud entre ellos.

⁴⁴ Se utilizan veintinueve variables para formar los clusters, relativas a los siguientes ámbitos: estructura poblacional, salud y sanidad, mercado de trabajo y formación, nivel de renta y gasto familiar, I+D, infraestructuras y energía.

Aragón, La Rioja, Castilla y León, Galicia, Cantabria y Andalucía, aunque esta última región entra en este grupo sobre todo por sus indicadores de sincronización, ya que su respuesta a la crisis ha sido más negativa. Un tercer grupo, integrado por Asturias, Extremadura y Baleares, se define por su baja sincronía, menor peso industrial, baja tasa de apertura e incidencia intermedia de la crisis. Finalmente, el cuarto grupo, el que ha tenido quizás un peor comportamiento en la recesión, presenta baja sincronía, menor peso industrial, alta tasa de paro previa, bajo nivel de formación y renta per cápita inferior a la media; del mismo forman parte la Comunidad Valenciana, Castilla-La Mancha, Murcia y Canarias. Son regiones sometidas a una fuerte volatilidad en sus tasas de crecimiento y, por tanto, muy sensibles a los cambios de ciclo. En último término, sin embargo, la Gran Recesión apenas ha modificado la ordenación de las regiones en términos de renta per cápita. Las que encabezaban la clasificación (País Vasco, Madrid, Navarra, Cataluña, Aragón y La Rioja) siguen en las primeras posiciones, ampliando incluso en algunos casos su distancia respecto a la media. Las que se situaban al final de la distribución (Extremadura, Andalucía, Melilla, Castilla-La Mancha, Murcia y Canarias) siguen en esa situación e incluso han empeorado su posición relativa. Finalmente, en una situación intermedia, Castilla y León y Galicia mejoran levemente respecto a la media, en tanto que Asturias, Ceuta y la Comunidad Valenciana empeoran.

Brida *et al.* (2015) también analizan la cuestión de la existencia de clubs de convergencia, centrándose en las regiones españolas durante el periodo 1955-2009. Para ello, introducen dos métricas que les permiten comparar su desempeño económico: una basada en la noción de correlación y otra en la de distancia entre series temporales. Mediante la introducción de un método no paramétrico de agrupamiento detectan la formación y evolución de grupos homogéneos de desempeño. Los resultados muestran la existencia de clubs de convergencia a lo largo del periodo, si bien estos agrupamientos no se han mantenido estables. En función de los subperiodos considerados en este trabajo se han encontrado entre tres y cinco grupos, sugiriendo una alta heterogeneidad en la dinámica económica de las regiones españolas.

6.2. Convergencia en Sentido Estocástico

Otra aproximación a la convergencia es el concepto de convergencia en sentido estocástico, que utiliza técnicas econométricas de integración y cointegración de series temporales. Se analiza si para la variable objeto de interés (por ejemplo, el PIB per cápita) las unidades estudiadas comparten una tendencia común determinista, es decir, tienen

factores comunes a largo plazo que explican la convergencia entre ellas, o, si por el contrario, la tendencia es estocástica, en cuyo caso no habría convergencia.

Martínez-Argüelles y Rubiera-Morollón (1998) estudian los patrones de convergencia terciaria de las regiones españolas entre 1977 y 1997 usando técnicas de cointegración. Los resultados alcanzados ponen de manifiesto la existencia de patrones regionales de crecimiento terciario claramente diferenciados, identificándose un conjunto de regiones poco desarrolladas, con baja terciarización y una escasa dotación de ciertos servicios fundamentales para su crecimiento. Destacan el papel del turismo, porque no solo explica el mayor crecimiento de las regiones más terciarizadas, sino también la lentitud del ritmo de terciarización de las más atrasadas.

Herrera y Santamaría (2000) utilizan la metodología de raíces unitarias. Calculan las diferentes tasas de crecimiento de largo plazo en las CC.AA. españolas (1955-1993) y analizan la posibilidad de convergencia. La primera conclusión que obtienen es que las tasas de crecimiento del estado estacionario, o tasas tendenciales, de la producción per cápita no son constantes a lo largo del tiempo, ya que encuentran dos tasas tendenciales distintas entre 1955 y 1991. El periodo de ruptura de la tendencia en la tasa de crecimiento del estado estacionario coincide con la etapa de crisis económica de los años setenta. En segundo lugar, señalan que las tasas tendenciales de crecimiento de la producción real per cápita de las economías no convergen a una única tasa común, sino que cada una de las CC.AA. converge a su propia tasa de crecimiento. Este resultado implica rechazar una condición necesaria para que se produzca la convergencia. En tercer lugar, las mayores tasas tendenciales de crecimiento del PIB per cápita en la economía española corresponden precisamente a regiones en las que el valor del PIB per cápita está por encima de la media española. Finalmente, la dinámica de las distintas economías regionales españolas no permite atisbar que se cumpla la predicción neoclásica de convergencia económica, sino más bien al contrario, por lo que, en términos relativos, las regiones ricas y pobres divergirán.

Más recientemente, Montañés y Olmos (2014) estudian la posible convergencia estocástica entre las regiones españolas entre 1980 y 2010. Para ello, aplican técnicas de raíces unitarias al Índice de Desarrollo Humano calculado por Herrero *et al.* (2013). Concluyen que la evolución de la economía española se explica mejor como suma de fuerzas divergentes, es decir, por la existencia de clubs de convergencia, que como un único grupo de regiones con tendencia convergente. Al realizar el mismo análisis para el

PIB per cápita, llegan a similares conclusiones, aunque ambas variables describen diferentes patrones de comportamiento al final de la muestra. Finalmente, observan que la distancia entre las regiones del norte y sur se ha incrementado desde 2000.

6.3. Ley de Verdoorn

Los trabajos anteriores se han basado en la especificación tradicional para el análisis del crecimiento económico, esto es, la denominada ecuación de convergencia, derivada de las contribuciones por ejemplo de Baumol (1986), Barro y Sala-i-Martin (1992) y Mankiw *et al.* (1992). Una especificación alternativa se centra en la segunda ley de Kaldor o Ley de Verdoorn, que relaciona la productividad del trabajo con el crecimiento de la producción.

Kaldor rechazó el paradigma neoclásico, analizando las consecuencias de los rendimientos crecientes dinámicos y estáticos, y el papel de la demanda real en la determinación de la trayectoria de crecimiento de largo plazo de la economía. Sus leyes del desarrollo económico se centran en los efectos positivos que genera la expansión del VAB manufacturero en el conjunto de la economía, al inducir el crecimiento del resto de los sectores y elevar la productividad en todas las actividades económicas.

La primera ley de Kaldor afirma que la industria es el motor del crecimiento económico. La segunda, conocida también como la ley de Verdoorn, establece la estrecha relación entre la tasa de crecimiento de la productividad industrial y el crecimiento del VAB manufacturero, debido al proceso de aprendizaje que se deriva de una división del trabajo y una especialización mayores, asociadas a la ampliación del mercado, así como a las economías de escala de carácter dinámico provenientes de la incorporación del progreso técnico y de la mecanización de las actividades productivas. La tercera ley sostiene que el incremento de la productividad del conjunto de la economía está positivamente relacionado con los incrementos de la producción industrial y negativamente con la variación de la población ocupada en los sectores no industriales.

Pons y Viladecans (1999) obtienen que la evidencia empírica sugiere que las leyes de Kaldor son compatibles con las pautas de crecimiento de las provincias españolas en el periodo 1981-1993.

León-Ledesma (1999) se centra en la segunda ley, la ley de Verdoorn, y contrasta la existencia de rendimientos crecientes en las regiones españolas con datos para el periodo 1962-1991. Los resultados apoyan la existencia de dichos rendimientos crecientes. En León-Ledesma (2000) se desagrega por sectores, considerando la industria manufacturera,

la agricultura, la construcción, los servicios y el VAB total, obteniéndose significativos rendimientos crecientes en las manufacturas, los servicios y el VAB total. Por otro lado, no encuentra soporte a la hipótesis de que la función de Cobb-Douglas es la que sustenta la relación tecnológica de la ley.

Mora (2002) analiza la ley de Verdoorn para el marco provincial español en el periodo 1955-1995, encontrando evidencia de que los rendimientos son crecientes a nivel agregado y en un grupo de treinta provincias. Otro grupo presenta rendimientos constantes (si bien el parámetro no resulta significativo) y en un tercer grupo no es identificable el tipo de rendimiento.

6.4. Técnicas Bayesianas

Las técnicas bayesianas también se han usado en la literatura empírica sobre crecimiento. La idea es que no existe un modelo verdadero a priori, de forma que se construyen estimaciones de los parámetros como media ponderada de las estimaciones de las regresiones lineales para cada combinación posible de las variables consideradas. El peso de cada estimación viene dado por la probabilidad posterior de cada modelo.

León-González y Montolio (2004) utilizan las técnicas bayesianas para determinar qué variables están más relacionadas con la tasa de crecimiento de las provincias españolas entre 1965 y 1995. Los resultados a largo plazo de la estimación de sección cruzada apoyan la hipótesis de convergencia condicionada a un conjunto de variables. El nivel inicial de renta per cápita tiene una alta probabilidad posterior de ser incluido y un signo negativo estimado. El capital privado juega un importante papel en la determinación de las tasas de crecimiento provinciales, sobre todo en la industria y la construcción. En cambio, el papel del capital humano resulta menos claro. Cuando se estima mediante datos de panel, el capital humano sí resulta un determinante importante. También el capital público, más concretamente las carreteras. La estructura sectorial también parece tener un efecto en el crecimiento de la economía.

Rodríguez *et al.* (2009) analizan la persistencia de las desigualdades en la renta per cápita de las regiones españolas en el periodo 1980-2002, a través de la aproximación bayesiana. Primero, estudian en qué medida existe un sesgo por efectos fijos en las estimaciones transversales estándar, y encuentran que la velocidad de convergencia está subestimada. Segundo, proporcionan una batería de resultados en los que los estados estacionarios y las tasas de convergencia se obtienen para un continuo de distribuciones a

priori. Explican la obtención de tasas elevadas de convergencia de las rentas regionales a sus propios estados estacionarios en función del elevado grado de movilidad del capital entre las regiones españolas. Finalmente, tratan también la persistencia de las desigualdades, determinando si las condiciones iniciales influyen en la distribución de los estados estacionarios regionales, y la conclusión es que las disparidades regionales tienden a persistir en el tiempo.

6.5. Enfoque de la Frontera de Producción

Otra aproximación al análisis de la convergencia regional se basa en el enfoque de la frontera de producción. Se parte de la idea de que la productividad se puede desagregar en tres factores: acumulación de capital (movimientos a lo largo de la frontera de producción); progreso técnico, es decir, cambios en la frontera de producción debidos a la mejora de la tecnología disponible y la innovación; y cambio en la eficiencia con la que se aplica el conocimiento tecnológico ya existente a la producción, la mejora de la gestión, etc. (movimientos hacia la frontera). A largo plazo, el crecimiento económico solo es posible si existen innovadores que desplazan la frontera de posibilidades de producción, aunque las ganancias de eficiencia (*catching-up*) pueden ser una importante fuente de crecimiento a corto plazo. Si no se distingue bien entre ambas, se pueden obtener medidas de productividad sesgadas cuando existen ineficiencias.

Las técnicas de frontera permiten calcular la eficiencia técnica como la distancia de la producción observada respecto a la frontera eficiente, que representa la producción alcanzable en condiciones óptimas. Existen diferentes técnicas para medir la ineficiencia. Se cuenta con aproximaciones no estadísticas y estadísticas. Estas últimas se basan en las propiedades estadísticas de los datos, pudiéndose distinguir entre métodos deterministas y estocásticos. Los deterministas suponen que toda desviación respecto a la frontera es ineficiencia, mientras que en los estocásticos esta desviación está compuesta por el término de ineficiencia y un elemento aleatorio que recoge el efecto de variables que no están bajo el control de la unidad productiva analizada. Desde otra perspectiva, también se pueden clasificar las técnicas entre paramétricas y no paramétricas, en función de si se especifica o no una determinada relación funcional entre las variables, siendo el análisis de la envolvente de datos la técnica no paramétrica más utilizada.

En general, la principal conclusión que se obtiene es que las regiones españolas presentan notables diferencias en los niveles de eficiencia, subrayándose la importancia de este factor como fuente adicional de crecimiento de la productividad.

Entre los trabajos que utilizan técnicas no paramétricas se encuentran Prior (1990), para el caso de la industria, Maudos *et al.* (1998, 2000a, 2000b), Pedraja *et al.* (2002), Salinas (2003a, 2003b, 2004), María-Dolores (2004), Zamora y Pena (2007), Álvarez y Blázquez (2014), y Badunenko y Romero-Ávila (2014).

Con datos entre 1965 y 1991, Maudos *et al.* (1998) concluyen que, lejos de haberse producido un mecanismo de contagio a través de la transferencia tecnológica, el principal mecanismo de convergencia durante el periodo analizado fue el mayor ritmo de acumulación de capital en las regiones retrasadas. El análisis de los determinantes de las diferencias de eficiencia encontradas entre las regiones muestra cómo las regiones con más capital humano e infraestructuras públicas logran una mayor eficiencia en el uso de los inputs privados y las regiones más agrarias presentan menores niveles de eficiencia. Salinas (2003a, 2003b, 2004) y María-Dolores (2004) señalan la importancia del capital público para impulsar el crecimiento de la productividad privada. Más recientemente, Álvarez y Blázquez (2014) se centran en las infraestructuras de transporte por carretera y sus efectos desbordamiento, obteniendo resultados positivos sobre el crecimiento de la productividad.

Para un periodo más reciente (1980-2003), Badunenko y Romero-Ávila (2014) muestran también que la acumulación de capital físico es el principal determinante del crecimiento de la productividad, seguido de cerca por la acumulación del capital humano y el cambio tecnológico. La existencia de pérdidas de eficiencia generalizadas impide de forma significativa el crecimiento de la productividad. La convergencia en los niveles de productividad es debida a las mayores pérdidas de eficiencia por parte de las regiones más ricas. El análisis de datos sectoriales muestra diferencias importantes en el crecimiento de la productividad sectorial y que el crecimiento de la productividad agregada es debido principalmente al crecimiento de la productividad intrasectorial, más que al cambio estructural.

Entre los trabajos que utilizan técnicas paramétricas, y con conclusiones básicamente similares a las ya comentadas, podemos destacar los de Gumbau y Maudos (1996), Gumbau (2000), Puig-Junoy y Pinilla (2003), Rodríguez-Vález y Arias (2004), Delgado y

Álvarez (2005, 2007) y Álvarez (2007). Pedraja *et al.* (1999) emplean técnicas paramétricas y no paramétricas.

[Tabla 10. Estimación Frontera de Producción Estocástica]

6.6. Externalidades y Econometría Espacial

La utilización de datos de sección cruzada puede llevar a la aparición de efectos espaciales (heterogeneidad y dependencia espacial), vinculados al tamaño del mercado, el acceso a servicios especializados, encadenamientos hacia delante y hacia atrás, difusión tecnológica, y políticas, instituciones y normas similares entre diferentes regiones o provincias. De este modo, la localización y la vinculación con las áreas cercanas puede afectar también al proceso de convergencia. La econometría espacial proporciona diferentes técnicas de análisis para valorar cómo afecta la vinculación entre regiones al proceso de convergencia.

En la literatura española se han seguido diversas aproximaciones para tener en consideración los efectos espaciales en los procesos de convergencia regional. Por ejemplo, Mas *et al.* (1993) introducen como variable que condiciona la convergencia la posición respecto a los ejes europeos de desarrollo. Mas *et al.* (1994) consideran los posibles efectos desbordamiento del capital público, introduciendo como indicador de infraestructuras de una región la suma de su propio stock y el de las adyacentes, concluyendo que sí existen dichos efectos, al aumentar el coeficiente estimado. Tortosa-Ausina *et al.* (2005), que aplican técnicas de la dinámica de la distribución, también concluyen que cuando consideran las externalidades entre las provincias españolas (1965-1997), el proceso de convergencia se acelera, sobre todo en el caso de la renta per cápita.

López-Rodríguez y Faña (2006) analizan la importancia en la determinación de la renta per cápita provincial del potencial de mercado y de la proximidad espacial a los centros de desarrollo, en los años 1991, 1995 y 2001. Los resultados muestran que más del 60% de la variación de la renta provincial en España está explicada por ambas variables.

Márquez y Lasarte (2014) proponen un índice de Theil espacial, que proporciona una descomposición del índice de Theil que permite evaluar qué parte de las desigualdades regionales se debe a las características de los vecinos, para las provincias peninsulares españolas durante el periodo 1980-2008, señalando la importancia de las mismas.

Otra técnica es el análisis exploratorio de datos espaciales, que a través del cálculo de estadísticos de autocorrelación espacial a nivel univariante (como la I de Moran) o

contrastes en el contexto del análisis de regresión (basados en la estimación máximo verosímil de un modelo espacial o en el multiplicador de Lagrange), permite comprobar la existencia de dependencia espacial. Villaverde (2004) y Maza y Villaverde (2009) siguen esta aproximación para el caso de las provincias españolas entre 1985 y 2003. Los resultados ponen de manifiesto que existe autocorrelación entre los residuos, lo que implica que una determinada perturbación en una provincia específica se propaga (desborda) por todo o parte del territorio nacional. Estos autores demuestran que, cuando se controla por la localización, la velocidad de convergencia es mayor y la distribución de la renta resulta más igualitaria.

Comprobada la existencia de efectos espaciales, es posible estimar versiones espaciales de los modelos tradicionales. Así, por ejemplo, en la ecuación de convergencia se puede incluir el retardo espacial de las tasas de crecimiento (*spatial lag model*), una estructura espacial en la perturbación (*spatial error model*) o el retardo espacial en la renta per cápita inicial (*spatial cross-regressive model*). Gómez-Antonio (2001, 2003), Alañón y Gómez-Antonio (2011) y Gómez-Antonio y Fingleton (2012) señalan la importancia de los *spillovers* y nos recuerdan la conveniencia de utilizar econometría espacial para los análisis en el ámbito de la convergencia provincial.

Álvarez y Barbero (2013) amplían el modelo de crecimiento neoclásico con el sector público y los *spillovers* derivados del conocimiento tecnológico, confirmando que el nivel de actividad económica de las provincias vecinas y el capital público afectan positivamente al desarrollo de una determinada área geográfica. En cambio, en el caso del capital privado, existe efecto desbordamiento negativo, quizás por la competencia entre las provincias para atraer inversión privada.

Centrando la atención en el capital humano, Ciccone y García-Fontes (2001) no encuentran evidencia de externalidades del mismo en las provincias españolas para el periodo 1981-1991. Tampoco las encuentran Ramos *et al.* (2010), aplicando técnicas espaciales de panel de datos para las provincias españolas entre 1980 y 2007. Es más, en algunas especificaciones, el retardo espacial que presentan los estudios terciarios tiene un efecto negativo sobre las variables consideradas. En particular, cuando analizan la variable patentes, Gumbau y Maudos (2009) obtienen que el capital humano no genera efectos fuera de la propia región.

Por el contrario, se encuentra evidencia de efectos desbordamiento positivos en el caso de la tecnología y la I+D⁴⁵. No obstante, los efectos pueden variar entre regiones. Así, Gumbau y Maudos (2009) encuentran que los efectos desbordamiento son mayores entre las regiones más cercanas. En la misma línea, Fernández-Vázquez y Rubiera-Morollón (2013) concluyen que los *spillovers* ayudan a elevar la productividad, especialmente en las regiones con mayor esfuerzo en I+D propio y que están situadas cerca de núcleos importantes en I+D como Madrid o Barcelona. En concreto, señalan que los *spillovers* son más significativos en el área noreste de España, en las regiones que crecen más rápido, están más cerca de la UE y están más urbanizadas. Cabrer-Borrás y Serrano-Domingo (2007) señalan la importancia de la capacidad local y los desbordamientos espaciales en innovación, aconsejando no obstante complementar las políticas de I+D con otras de apoyo al crecimiento para mejorar la efectividad de las primeras.

En el caso de las infraestructuras, con carácter general, se confirma la existencia de externalidades positivas. Mediante la estimación de una función de producción, Álvarez *et al.* (2003) parecen encontrar evidencia a favor, y Cantos *et al.* (2005) encuentran importantes *spillovers* de las infraestructuras de transporte. Martínez-López (2006), que estudia la vinculación entre inversión pública y privada en las regiones españolas, obtiene entre sus resultados la existencia de un efecto expulsión de la inversión privada por la inversión pública en las regiones adyacentes; y asimismo que el gasto público productivo en una región tiene una influencia mayor en la acumulación de capital privado cuando se tienen en cuenta los *spillovers*.

En el marco de una función de costes, Avilés *et al.* (2003) y Ezcurra *et al.* (2005), que se centra en los transportes, encuentran efectos desbordamiento del capital público.

Pereira y Roca-Sagalés (2003, 2006) y Roca-Sagalés y Sala (2006), mediante la estimación de un modelo VAR, atribuyen a los *spillovers* en torno a la mitad de los efectos agregados del capital público sobre el crecimiento.

En el contexto de las fronteras de producción estocásticas, Rodríguez-Vález y Arias (2004) obtienen evidencia de la existencia de efecto desbordamiento espacial de la productividad de las infraestructuras entre regiones. Salinas (2004), por su parte, obtiene efectos positivos del capital público solo cuando tiene en cuenta los *spillovers*. Delgado y Álvarez (2007) y Álvarez y Delgado (2012) encuentran efectos desbordamiento positivos

⁴⁵ Véase por ejemplo Gumbau y Maudos (2006, 2010a).

de las vías de alta capacidad en la actividad privada entre provincias adyacentes⁴⁶; y Álvarez y Blázquez (2014) para el caso de las infraestructuras de transporte.

Por el contrario, Álvarez *et al.* (2006) no encuentran evidencia de la existencia de efectos desbordamiento de las infraestructuras públicas en las provincias españolas.

Moreno y López-Bazo (2007), por su parte, distinguen entre dos tipos de infraestructuras: local y transportes. Encuentran *spillovers* negativos entre regiones en la inversión en transportes, que compensan los efectos positivos de dichas infraestructuras en cada región, probablemente debido a la competencia por los factores de producción entre las regiones. Por el contrario, no encuentran efectos externos significativos en la acumulación de capital público local en las provincias españolas.

Finalmente, mediante el análisis de vectores autorregresivos espaciales, Márquez *et al.* (2010) estudian cómo afecta la inversión pública realizada en Madrid al resto de las regiones españolas. Los resultados indican la existencia de efectos desbordamiento a largo plazo positivos (Cataluña y Murcia) y negativos (Castilla-León, Aragón, Extremadura y Castilla-La Mancha), y contrapuestos y no significativos en el resto de las regiones. En Márquez *et al.* (2011) se introducen los efectos espaciales en el análisis, encontrándose dos clusters: País Vasco, Cataluña, Valencia, Madrid, Baleares y Canarias; y el resto de regiones. Márquez *et al.* (2013, 2014) estudian la transmisión espacio-temporal de los shocks macroeconómicos entre las regiones españolas. En particular, estudian hasta qué punto el crecimiento del PIB de una región está influenciado por sus regiones vecinas, y la relevancia de los *spillovers* derivados de un shock específico y temporal que afecte a una región. Estos autores identifican algunas regiones que actúan como generadoras de crecimiento (Andalucía, Aragón, Cataluña, Madrid, País Vasco y Comunidad Valenciana), proponiendo que la política económica se centre en ellas para favorecer el proceso de expansión económica.

7. Conclusiones

En este trabajo se ha realizado una revisión de la literatura empírica más relevante sobre la convergencia económica entre Comunidades Autónomas y/o provincias españolas, considerando como variable básica objeto de interés el PIB por habitante, la productividad aparente del trabajo o la PTF. Se han tenido en cuenta distintos conceptos de convergencia:

⁴⁶ Álvarez y Delgado (2012) también concluyen que incrementar la inversión en redes de gran capacidad para el caso de regiones con similares características sociales y económicas no genera *spillovers* en la producción del sector privado.

sigma, beta absoluta y beta condicionada. Asimismo, se han intentado abordar los principales factores que se han señalado en la literatura como determinantes clave del crecimiento económico. Por lo que respecta a las metodologías analíticas, nos hemos centrado fundamentalmente en aquellas metodologías que utilizan series temporales, por considerar que captan mejor el proceso de convergencia. Nuestro trabajo intenta aunar ramas de literatura que se suelen presentar de forma fragmentada. Así, en lugar de concentrarnos por ejemplo en determinadas técnicas empleadas o variables objeto de estudio, intentamos ofrecer una panorámica de conjunto, apuntando también algunas interrelaciones entre esas ramas.

Los trabajos empíricos analizados han tenido como fuente de referencia básica hasta principios del siglo XXI a las series del BBVA, por su longitud (1955-1999). Posteriormente, la aparición de la base de datos BD.MORES, con datos desde 1980, año de inicio del Estado de las Autonomías, y con información muy rica a nivel sectorial, la convirtió en la base de datos más utilizada en este campo. No obstante, la última actualización corresponde al año 2011, antes de la entrada en vigor de la nueva Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE-2009) y el nuevo Sistema de Cuentas Económicas (SEC-2010), lo que no permite estudiar los cambios introducidos en las principales variables macroeconómicas, además en un convulso contexto debido a la reciente crisis económica. El INE, vía la *Contabilidad Regional de España*, tampoco proporciona series homogéneas para todo el periodo comentado. Es necesario contar con series temporales largas y fiables para poder contrastar adecuadamente el proceso de convergencia/divergencia entre las regiones (y provincias) españolas, sobre todo en la última década, de profundos cambios.

Por lo que respecta al objeto de interés de los estudios, se observa que ha evolucionado bastante la literatura desde comienzos de los noventa. Los primeros trabajos se centraron en analizar fundamentalmente la convergencia sigma y la convergencia beta, calculando la velocidad de convergencia. Se pretendía confirmar si a nivel regional español también se cumplía la regularidad empírica encontrada a nivel internacional de una velocidad de convergencia aproximada del 2%. En esa fase se destacaron, como principales determinantes del proceso, la población y las migraciones, así como los cambios en la estructura productiva, destacando la pérdida de peso de la agricultura.

Posteriormente, el cálculo de la velocidad de convergencia pasó a un segundo plano, adquiriendo mayor relevancia el estudio de los determinantes de la productividad. A este

respecto sobresalen, por la abundancia de literatura, el capital humano, el capital físico y el capital tecnológico. Aunque se observan resultados muy variados, en general se acepta que todos ellos tienen una contribución positiva. En España se han efectuado significativas inversiones, tanto por parte de las Comunidades Autónomas, como de la Administración Central y la Unión Europea, en gran medida financiados por los Fondos Estructurales. En diversos trabajos se han intentado valorar sus efectos sobre la convergencia, analizándose tanto en términos de eficiencia como en términos de equidad y de redistribución.

La incidencia del proceso de descentralización también ha surgido como línea de trabajo destacable, si bien centrada básicamente en el aspecto fiscal, intentándose medir especialmente si el grado de autonomía en los gastos e ingresos ha afectado al crecimiento económico. No obstante, la descentralización es un concepto más amplio, que afecta tanto a aspectos administrativos como políticos, estando todos ellos interrelacionados. La falta de suficiente información estadística hace también que todavía exista una laguna en este campo.

Factores como el capital social, ciertas instituciones, el emprendimiento y la apertura comercial también se han tratado en nuestra revisión de la literatura, aunque son menos frecuentes los trabajos encontrados sobre estas materias. Respecto al capital social, no se ha vuelto a actualizar la base de datos publicada por el BBVA y el IVIE, con información hasta 2005, lo que sería necesario para poder evaluar su evolución en la última década. Tampoco se encuentran buenas bases de datos para poder abordar el estudio de las instituciones a nivel regional español. Respecto al emprendimiento y la apertura comercial, sí se cuenta con más información estadística, siendo por tanto aspectos que requerirían un análisis más en profundidad, dado que las Comunidades Autónomas tienen competencias y resortes para actuar sobre ellos. El conocimiento de si las políticas públicas están favoreciendo la creación de empresas y la internacionalización, y de la medida en que esto promueve el crecimiento de las regiones, resulta clave para poder evaluar la efectividad de las políticas y modificar su diseño en los casos que corresponda.

Otro de los aspectos que está adquiriendo gran relevancia en los últimos años es el análisis de los efectos espaciales, sobre todo en el caso de las infraestructuras públicas y la innovación. Se argumenta que los efectos de la inversión en estas variables se propagan a las zonas adyacentes, afectando además a la actividad del sector privado; por lo que es recomendable tener en consideración dichos efectos en los análisis y en el diseño de políticas.

A pesar de los numerosos estudios existentes sobre la materia que hemos abordado, en general se observa falta de unanimidad en la evidencia empírica obtenida. Ello se debe a que los resultados vienen condicionados por los diferentes enfoques teóricos y metodológicos considerados, los periodos analizados, las bases de datos utilizadas, las principales variables contempladas, discrepancias técnicas, etc. Las tablas que hemos confeccionado han intentado mostrar todas esas diferencias de forma sintética. Esas discrepancias en los análisis y resultados hacen que el proceso de convergencia regional español siga siendo una cuestión abierta y una línea de investigación en constante desarrollo y transformación. Entender mejor los factores que contribuyen al crecimiento es un reto fundamental para poder mejorar el nivel de vida en las regiones españolas, así como para poder diseñar políticas redistributivas y de otros tipos.

Referencias

- Agúndez, A. (2002): *La descentralización del impuesto sobre la renta: Distintos efectos económicos*, Universidad de Extremadura, Tesis Doctoral, Badajoz.
- Ahamdanech, I., García, C. y Prieto, M. (2010): “Convergencia regional de las distribuciones personales de la renta en España (1990-2003)”, *Revista de Economía Aplicada*, **XVIII** (52), pp. 35-61.
- Alañón, A. y Gómez-Antonio, M. (2011): “Un modelo de crecimiento con efectos externos entre las provincias españolas”, *Revista de Estudios Regionales*, **90**, pp. 207-229.
- Alcaide, J. (2003): *Evolución económica de las regiones y provincias españolas en el siglo XX*, Fundación BBVA, Bilbao.
- Alonso, J. y Freire-Serén, M.J. (2001): “Infraestructuras públicas y desarrollo económico de Galicia”, Documentos de Economía Fundación Caixagalicia-CIEF, 15.
- Alonso, J. y Freire-Serén, M.J. (2002): “Infraestructuras sociales: Su efecto sobre el crecimiento de la productividad de las CC.AA. españolas”, *Revista de Estudios Regionales*, **64**, pp. 167-186.
- Álvarez, A. (2007): “Decomposing regional productivity growth using an aggregate production frontier”, *The Annals of Regional Science*, **41** (2), pp. 431-441.
- Álvarez, A., Arias, C. y Orea, L. (2006): “Econometric testing of spatial productivity spillovers from public capital”, *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, **178** (3), pp. 9-21.

- Álvarez, I. y Barbero, J. (2013): “Knowledge spillovers in neoclassical growth model: An extension with public sector”, Universidad Autónoma de Madrid, Economic Analysis Working Paper Series, 7/2013.
- Álvarez, I. y Blázquez, R. (2014): “The influence of the road network on private productivity measures using data envelopment analysis: A case study from Spain”, *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, **65**, pp. 33-43.
- Álvarez, I., Condeço-Melhorado, A., Gutiérrez, J. y Zofío, J.L. (2012): “Integrating network analysis and interregional trade to study the spatial impact of transport infrastructure using production functions”, Fundación de las Cajas de Ahorros (FUNCAS), Documento de Trabajo 676.
- Álvarez, I. y Delgado, M.J. (2012): “High capacity road networks and spatial spillovers in Spanish regions”, *Journal of Transport Economics and Policy*, **46** (2), pp. 281-292.
- Álvarez, A., Orea, L. y Fernández, J. (2003): “La productividad de las infraestructuras en España”, *Papeles de Economía Española*, **95**, pp. 125-136.
- Álvarez de Toledo, P., Rojo de la Viesca, J., Toribio, A. y Usabiaga, C. (2002): “Convergencia: Un análisis conjunto de los sectores. Aplicación al caso de las regiones españolas”, *Anales de Estudios Económicos y Empresariales*, **15**, pp. 237-260.
- Arellano, M.A. (2006): “La convergencia regional en España y las causas de convergencia del PIB per cápita en Cataluña”, *Ensayos Revista de Economía* (Universidad Autónoma de Nuevo León), **XXV** (2), pp. 57-80.
- Argimón, I. y González-Páramo, J.M. (1997): “Efectos de la inversión en infraestructuras sobre la productividad y la renta de las comunidades autónomas: Especial referencia al transporte por carretera en Galicia”, en Pérez-Touriño, E. (Dir.): *Infraestructuras y desarrollo regional: Efectos económicos de la autopista del Atlántico*, Civitas, Madrid, pp. 141-182.
- Avilés, A., Gómez, R. y Sánchez, J. (2003): “Capital público, actividad económica privada y efectos desbordamiento: Un análisis por comunidades autónomas de los sectores industria y construcción en España”, *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, **165** (2), pp. 25-51.
- Ayala, L., Jurado, A. y Pedraja, F. (2006): “Desigualdad y bienestar en la distribución intraterritorial de la renta, 1973-2000”, *Investigaciones Regionales*, **8**, pp. 5-30.
- Badunenko, O. y Romero-Ávila, D. (2014): “Productivity growth across industries and regions: A production-frontier approach applied to the Spanish case”, *Regional Studies*, **48** (7), pp.1242-1262.

- Bajo-Rubio, O. (1998): “Integración regional, crecimiento y convergencia: Un panorama”, *Revista de Economía Aplicada*, **VI** (16), pp. 121-160.
- Bajo-Rubio, O. y Díaz-Roldán, C. (2003): “Política fiscal y crecimiento: Nuevos resultados para las regiones españolas, 1967-1995”, *Investigaciones Regionales*, **3**, pp. 99-111.
- Bajo-Rubio, O. y Díaz-Roldán, C. (2005): “Optimal endowments of public capital: An empirical analysis for the Spanish regions”, *Regional Studies*, **39** (3), pp. 297-304.
- Bajo-Rubio, O. y Díaz-Roldán, C. (2011): “Economic growth and the balance of payments constraint: The case of the Spanish regions, 1988-2008”, Asociación Española de Economía y Finanzas Internacionales, Working Papers on International Economics and Finance, 11-04.
- Bajo-Rubio, O., Díaz-Roldán, C. y Montávez, D. (1999): “Política fiscal y crecimiento en las comunidades autónomas españolas”, *Papeles de Economía Española*, **80**, pp. 203-218.
- Balmaseda, M. y Melguizo, A. (2007): “I+D como factor productivo en la economía española: Un análisis empírico regional y sectorial”, *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, **180** (1), pp. 9-34.
- Bandrés, E. y Gadea, M.D. (2013): “Crisis económica y ciclos regionales en España”, *Papeles de Economía Española*, **138**, pp. 2-30.
- Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (1990): “Economic growth and convergence across the United States”, National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper 3419.
- Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (1992): “Convergence”, *Journal of Political Economy*, **100** (2), pp. 223-251.
- Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (1995): *Economic Growth*, primera edición, McGraw-Hill, New York.
- Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (2003): *Economic Growth*, segunda edición, The MIT Press, Cambridge (Mass.).
- Baumol, W.J. (1986): “Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show”, *American Economic Review*, **76** (5), pp. 1072-1085.
- Boscá, J.E., Escribá, F.J. y Dabán, T. (1999): “Capital público e infraestructuras en la producción industrial regional”, *Revista de Economía Aplicada*, **VII** (21), pp. 61-94.
- Boscá, J.E., Escribá, F.J. y Murgui, M.J. (2002): “The effect of public infrastructure on the private productive sector of Spanish regions”, *Journal of Regional Science*, **42** (2), pp. 301-326.

- Boscá, J.E., Escribá, F.J. y Murgui, M.J. (2004): "Total factor productivity growth in Spanish regions: Effects of quasi-fixed and external factors and varying capacity utilization", *Regional Studies*, **38** (6), pp. 587-601.
- Boscá, J.E., Escribá, F.J. y Murgui, M.J. (2011): "La efectividad de la inversión en infraestructuras públicas: Una panorámica para la economía española y sus regiones", *Investigaciones Regionales*, **20**, pp. 195-217.
- Boyle, G.E. y McCarthy, T.G. (1997): "A simple measure of beta convergence", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **59** (2), pp. 57-264.
- Brida, J.G., Garrido, N. y Matesanz, D. (2015): "Análisis jerárquico de la evolución del desempeño económico de las comunidades españolas en el periodo 1955-2009", *Investigaciones Regionales*, **31**, pp. 121-141.
- Cabrer-Borrás, B. y Serrano-Domingo, G. (2007): "Innovation and R&D spillover effects in Spanish regions: A spatial approach", *Research Policy*, **36** (9), pp. 1357-1371.
- Callealta, F.J., Casas, J.M. y Núñez, J. (1996): "Distribución de la renta per cápita disponible en España: Descripción, desigualdad y modelización", en Pena, B. (Dir.): *Distribución personal de la renta en España*, Pirámide, Madrid, pp. 425-866.
- Cantarero, D. y Pérez, P. (2009): "Fiscal decentralisation and economic growth: Evidence from Spanish regions", *Public Budgeting and Finance*, **29** (4), pp. 24-44.
- Cantillon, R. (1755): *Essai sur la nature du commerce en général*, Paris.
- Cantos, P., Gumbau, M. y Maudos, J. (2005): "Transport infrastructures, spillover effects and regional growth: Evidence of the Spanish case", *Transport Reviews*, **25** (1), pp. 25-50.
- Carnicero, I.J. (2001): "Comercio y convergencia regional: Un análisis sectorial del caso español", *Investigaciones Económicas*, **XXV** (3), pp. 603-624.
- Carrión-i-Silvestre, J.L., Espasa, M y Mora, T. (2008): "Fiscal decentralization and economic growth in Spain", *Public Finance Review*, **36** (2), pp. 194-218.
- Casares, P., Coto-Millán, P. e Inglada, V. (2012): "Talento, tecnología y desarrollo económico en las provincias españolas", *Investigaciones Regionales*, **22** (3), pp. 57-80.
- Chen, G. y de Abreu, J. (2014): "Estimating the provincial economic impacts of high-speed rail in Spain: An application of structural equation modeling", *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, **111**, pp. 157-165.
- Ciccone, A. y García-Fontes, W. (2001): "Externalidades del capital humano en las provincias españolas: 1981-1991", Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-2001-02.

- Conde-Ruiz, J.I., García, J.R. y Navarro, M. (2008): “Inmigración y crecimiento regional en España”, Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), Colección Estudios Económicos, 08-08.
- Cuadrado-Roura, J.R., Garrido, R. y Mancha, T. (1999a): “Disparidades regionales y convergencia en España. 1980-1995”, *Revista de Estudios Regionales*, **55**, pp. 109-137.
- Cuadrado-Roura, J.R., García-Greciano, B. y Raymond, J.L. (1999b): “Regional convergence in productivity and productive structure: The Spanish case”, *International Regional Science Review*, **22** (1), pp. 35-53.
- Cuadrado-Roura, J.R. y Maroto, A. (2008): “Convergencia regional en productividad y cambios en la estructura productiva”, *XXXIV Reunión de Estudios Regionales*, Jaén.
- Cuadrado-Roura, J.R. y Maroto, A. (2011): “Análisis del proceso de especialización regional en los servicios en España”, Instituto Universitario de Análisis Económico y Social (IAES), WP-03/2011.
- Cutanda, A., y Paricio, J. (1992): “Infraestructuras y crecimiento económico: El caso de las comunidades autónomas”, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), WP-EC 92-05.
- Dabán, T. y Lamo, A. (1999): “Convergence and public investment allocation”, Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-99001.
- De Bustos, A., Cutanda, A., Díaz, A., Escribá, F.J., Murgui, M.J. y Sanz, M.J. (2008): “La BD.MORES en base 2000: Nuevas estimaciones y variables”, Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-2008-02.
- De la Fuente, A. (1996): “Convergencia y otras historias: Economía regional desde una perspectiva neoclásica”, *Revista de Economía Aplicada*, **IV** (10), pp. 5-64.
- De la Fuente A. (1998): “Algunas técnicas para el análisis de la convergencia con una aplicación a las regiones españolas”, Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-98007.
- De la Fuente, A. (2001): “Infraestructuras y política regional”, Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), Estudios sobre la Economía Española, 122.
- De la Fuente, A. (2002a): “On the sources of convergence: A close look at the Spanish regions”, *European Economic Review*, **46** (3), pp. 569-599.
- De la Fuente, A. (2002b): “The effect of structural fund spending on the Spanish regions: An assessment of the 1994-99 Objective 1 CSF”, Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), Documento de Trabajo 2003-11.

- De la Fuente, A. (2003): “El impacto de los fondos estructurales: Convergencia real y cohesión interna”, *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, **165** (2), pp. 129-148.
- De la Fuente, A. (2004): “Educación y crecimiento”, UFAE e Instituto de Análisis Económico (CSIC), Working Paper 629.04.
- De la Fuente, A. (2008a): “Inversión en infraestructuras, crecimiento y convergencia regional”, *Papeles de Economía Española*, **118**, pp. 15-26.
- De la Fuente A. (2008b): “Inversión en TICs y productividad: Un breve panorama y una primera aproximación al caso de las regiones españolas”, Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), Colección Estudios Económicos, 02-09.
- De la Fuente, A. (2008c): “Una función de producción translog para las regiones españolas”, Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-2008-06.
- De la Fuente, A. (2010): “Series anuales de algunos agregados económicos y demográficos regionales, 1955-2009 (RegDat versión 2.3)”, Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-2010-05.
- De la Fuente, A. (2015): “Series enlazadas de Contabilidad Regional para España, 1980-2014”, BBVA Research, Documento de Trabajo 15/27.
- De la Fuente, A. y Doménech, R. (2006): “Capital humano, crecimiento y desigualdad en las regiones españolas”, *Moneda y Crédito*, **222**, pp. 13-78.
- De la Fuente, A., Doménech, R. y Jimeno, J.F. (2003): *Human capital as a factor of growth and employment at the regional level. The case of Spain*, European Commission, DG Employment and Social Affairs, Report.
- De la Fuente, A. y Freire-Serén, M.J. (2000): “Estructura sectorial y convergencia regional”, *Revista de Economía Aplicada*, **VIII** (23), pp. 189-205.
- De la Fuente, A. y Vives, X. (1995): “Infrastructure and education as instruments of regional policy: Evidence from Spain”, *Economic Policy*, **10** (20), pp. 11-54.
- Del Río, C. (1996): *Desigualdad y pobreza en España de 1980-81 a 1990-91*, Universidad Carlos III, Tesis Doctoral, Madrid.
- Delgado, M.J. y Álvarez, I. (2001): “The effect of public infrastructure on private activity: Evidence from the Spanish regions”, Universidad Complutense de Madrid, Instituto Complutense de Análisis Económico, Documento de Trabajo 0103.
- Delgado, M.J. y Álvarez, I. (2005): “Difusión tecnológica y convergencia económica: Un análisis de las regiones y los sectores productivos españoles”, *Economía, Sociedad y Territorio*, **5** (18), pp. 301-322.

- Delgado, M.J. y Álvarez, I. (2007): “Network infrastructure spillover in private productive sectors: Evidence from Spanish high capacity roads”, *Applied Economics*, **39** (12), pp. 1583-1597.
- Díaz, A. (1998): “Series de consumos intermedios por ramas de actividad y regiones españolas, 1980-93”, Ministerio de Economía y Hacienda, mimeo.
- Díez-Minguela, A., Martínez-Galarra, J. y Tirado-Fabregat, D.A. (2014): “Why did Spanish regions not converge before the civil war? Agglomeration and (regional) growth revisited: Spain, 1870-1930”, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), WP-EC 2014-05.
- Dolado, J.J., González-Páramo, J.M. y Roldán, J.M. (1994): “Convergencia económica entre las regiones españolas: Evidencia empírica (1955-1989)”, *Moneda y crédito*, **198**, pp. 81-119.
- Doménech, R., Escribá, F.J. y Murgui, M.J. (1999): “Cambios en precios relativos y crecimiento económico en las regiones españolas”, *Revista de Economía Aplicada*, **VII** (19), pp. 5-30.
- Duro, J.A. (2004): “La descomposición de la desigualdad en rentas per cápita por factores multiplicativos a través del índice de Theil: Una revisión metodológica e ilustración para las provincias españolas”, *Revista de Estudios Regionales*, **70**, pp. 63-84.
- Eris, M. y Ulasan, B. (2013): “Trade openness and economic growth: Bayesian model averaging estimate of cross-country growth regressions”, *Economic Modelling*, **33**, pp. 867-883.
- Escot, L. y Galindo, M.A. (2000): “Evidencia empírica de la convergencia real”, Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales, 3/00.
- Escribá, F.J. y Murgui, M.J. (2001): “Tecnología, cambio estructural y convergencia en las regiones españolas (1980-1995)”, *Investigaciones Económicas*, **XXV** (2), pp. 335-357.
- Escribá, F.J. y Murgui, M.J. (2008): “El capital tecnológico como factor de producción en las regiones españolas, 1980-2000”, *Investigaciones Regionales*, **10**, pp. 33-52.
- Escribá, F.J., y Murgui, M.J. (2009a): “Effects of human capital and infrastructures on business sector investment in Spanish regions: 1980 to 2003”, Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-2009-05.
- Escribá, F.J. y Murgui, M. J. (2009b): “Regional aspects of the productivity slowdown: An analysis of Spanish sectoral data from 1980 to 2003”, Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-2009-03.

- Escribá, F.J. y Murgui, M.J. (2010): “El estímulo al capital privado de los fondos estructurales (2000-2006) en las regiones españolas Objetivo 1”, *Papeles de Economía Española*, **123**, pp. 55-72.
- Escribá, F.J. y Murgui, M.J. (2011): “Determinantes regionales de la productividad total de los factores en la economía española (1995-2008): Un enfoque dinámico”, Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-2011-01.
- Escribá, F.J. y Murgui, M.J. (2013): “Productividad y empleo regional en España: Un enfoque dinámico”, *Investigaciones Regionales*, **27**, pp. 65-89.
- Esteban, J.M. (1996): “Desigualdad y polarización. Una aplicación a la distribución interprovincial de la renta en España”, *Revista de Economía Aplicada*, **IV** (11), pp. 5-26.
- Esteban, S. (2006): *La descentralización fiscal y el crecimiento económico. Aplicación a las comunidades autónomas de régimen común (1997-2001)*, Universidad de Valladolid, Valladolid.
- Esteller, A. y Solé, A. (2005): “Does decentralization improve the efficiency in the allocation of public investment? Evidence from Spain”, Institut d’Economia de Barcelona, Universitat de Barcelona, Document de Treball 2005/5.
- Ezcurra, R., Gil, C., Pascual, P. y Rapún, M. (2005): “Public capital, regional productivity and spatial spillovers”, *The Annals of Regional Science*, **39** (3), pp. 471-494.
- Fernández-Leiceaga X., Lago-Peñas, S. y Sánchez, P. (2013): “On the contribution of immigrants to interregional convergence in Spain”, MPRA Paper 52381.
- Fernández-Vázquez, E. y Rubiera-Morollón, F. (2013): “Estimating regional variations of R&D effects on productivity growth by entropy econometrics”, *Spatial Economic Analysis*, **8** (1), pp. 54-70.
- Freire-Serén, M.J. (2003): “El efecto nivel del capital humano en el crecimiento económico y regional: Un breve repaso a la evidencia empírica”, *Revista de Estudios Regionales*, **65**, pp. 135-152.
- Galindo, M.A. y Álvarez, A. (2004): “Human capital and economic growth in Spanish regions”, *International Advances in Economic Research*, **10** (4), pp. 257-264.
- García, C., Núñez, J.J., Rivera, L.F. y Zamora, A.I. (2002): “Análisis comparativo de la desigualdad a partir de una batería de indicadores. El caso de las comunidades autónomas españolas en el periodo 1973-1991”, *Estudios de Economía Aplicada*, **20** (1), pp. 137-154.

- García, G.A., Raymond, J.L. y Roig, J.L. (2014): “Distribución de la renta y ciclo económico: España 2003-2011”, *Investigaciones Regionales*, **30**, pp. 53-77.
- García Velasco, M.M. (2003): “La contribución de los sectores productivos a la convergencia regional en España”, *Revista de Estudios Regionales*, **65**, pp. 165-184.
- García-Greciano, B. y Raymond, J.L. (1999): “Las disparidades regionales y la hipótesis de convergencia: Una revisión”, *Papeles de Economía Española*, **80**, pp. 2-18.
- García-Greciano, B., Raymond, J.L. y Villaverde, J. (1995): “La convergencia de las provincias españolas”, *Papeles de Economía Española*, **64**, pp. 38-53.
- García-Milá, T. y Marimón, J. (1999): “Crecimiento de las regiones españolas”, *Papeles de Economía Española*, **80**, pp. 29-50.
- García-Milá, T. y McGuire, M.T. (2001): “Do interregional transfers improve the economic performance of poor regions? The case of Spain”, *International Tax and Public Finance*, **8** (3), pp. 281-295.
- Garcimartín, C. y Martín-Mayoral, F. (2000): “Convergencia regional. Evolución de Castilla y León”, *Revista de Investigación Económica y Social de Castilla y León*, **3**, pp. 153-171.
- Gardeazabal, J. (1996): “Provincial income distribution dynamics: Spain 1967-1991”, *Investigaciones Económicas*, **XX** (2), pp. 263-269.
- Genaro, D. y Melchor, E. (2010): “The impact of the tertiarization process in Spanish economic growth from a regional perspective”, *The Service Industries Journal*, **30** (3), pp. 359-374.
- Gil-Serrate, R. (2007): *La descentralización fiscal y el crecimiento económico: El caso español*, Consejo Económico y Social de Aragón, Colección Tesis Doctorales, Zaragoza.
- Gil-Serrate, R. y López-Laborda, J. (2006): “Revenue decentralisation and economic growth in the Spanish autonomous communities”, European Regional Science Association Conference Papers, Volos.
- Gil-Serrate, R., López-Laborda, J. y Mur, J. (2011): “Revenue autonomy and regional growth: An analysis for the 25 year-process of fiscal decentralisation in Spain”, *Environment and Planning A*, **43** (11), pp. 2626-2648.
- Goerlich, F.J. (1999): “Dinámica de la distribución de la renta 1955-1995: Un enfoque desde la óptica de la desigualdad”, *Revista de Estudios Regionales*, **53**, pp. 63-95.
- Goerlich, F.J. y Mas, M. (1998): “Medición de las desigualdades: Variables, indicadores y resultados”, *Moneda y Crédito*, **207**, pp. 59-86.

- Goerlich, F.J., Mas, M. y Pérez, F. (2002): “Concentración, convergencia y desigualdad regional en España”, *Papeles de Economía Española*, **93**, pp. 17-38.
- Goerlich, F.J. y Villar, A. (2009): “Desigualdad y bienestar en España y sus comunidades autónomas (1973-2003)”, *Revista de Economía Aplicada*, **XVII** (50), pp. 119-152.
- Gómez-Antonio, M. (2001): *Una evaluación del impacto del stock de capital público en el crecimiento de la renta per cápita de las provincias españolas, para el periodo 1981-1991, mediante el empleo de técnicas econométricas de carácter espacial*, Instituto de Estudios Fiscales (Investigaciones), 4/01.
- Gómez-Antonio, M. (2003): “Un modelo para cuantificar el impacto de las variables territoriales en el crecimiento de la renta per cápita de las provincias españolas”, *Revista de Estudios Regionales*, **25**, pp. 107-135.
- Gómez-Antonio, M. y Fingleton, B. (2012): “Regional productivity variation and the impact of public capital stock: An analysis with spatial interaction, with reference to Spain”, *Applied Economics*, **44** (28), pp. 3665-3677.
- González-Alegre, J. (2014): “Does fiscal decentralization affect the effectiveness of intergovernmental grants? European regional policy and Spanish autonomous regions”, *Papers in Regional Science*, doi: 10.1111/pirs.12098.
- González-Páramo, J.M. y Martínez-López, D. (2003): “Convergence across Spanish regions: New evidence on the effects of public investment”, *The Review of Regional Studies*, **33** (2), pp. 184-205.
- González-Pernía, J.L. y Peña-Legazkue, I. (2015): “Export-oriented entrepreneurship and regional economic growth”, *Small Business Economics*, **45** (3), pp. 505-522.
- González-Pernía, J.L., Peña-Legazkue, I. y Vendrell, F. (2012): “Innovation, entrepreneurial activity and competitiveness at a sub-national level”, *Small Business Economics*, **39** (3), pp. 561-574.
- Gorostiaga, A. (1999): “¿Cómo afecta el capital público y humano al crecimiento? Un análisis para las regiones en el marco del modelo neoclásico”, *Investigaciones Económicas*, **XXIII** (1), pp. 95-114.
- Gumbau, M. (2000): “Efficiency and technical progress: Sources of convergence in the Spanish regions”, *Applied Economics*, **32** (4), pp. 467-478.
- Gumbau, M. y Maudos, J. (1996): “Eficiencia productiva sectorial en las regiones españolas: Una aproximación de frontera estocástica”, *Revista Española de Economía*, **13** (2), pp. 239-260.

- Gumbau, M. y Maudos, J. (2006): “Technological activity and productivity in the Spanish regions”, *The Annals of Regional Science*, **40** (1), pp. 55-80.
- Gumbau, M. y Maudos, J. (2009): “Patents, technological inputs and spillovers among regions”, *Applied Economics*, **41** (12), pp. 1473-1486.
- Gumbau, M. y Maudos, J. (2010a): “Fondos europeos, capital tecnológico y crecimiento económico de las regiones españolas”, *Papeles de Economía Española*, **123**, pp. 86-99.
- Gumbau, M. y Maudos, J. (2010b): “The contributions of technological inputs and spillovers to competitiveness and economic growth: The case of the Spanish regions”, *International Journal of Knowledge, Culture and Change Management*, **10** (4), pp. 125-138.
- Herrera, J. y Santamaría, J. (2000): “La distribución del crecimiento económico en España. 1955-1993”, *Estudios de Economía Aplicada*, **14** (1), pp. 73-94.
- Herrero, C., Soler, A. y Villar, A. (2013): *Desarrollo humano en España (1980–2011)*, Fundación Bancaja-IVIE, Valencia.
- Hierro, M. (2006): “Movilidad y dispersión espacial en las regiones españolas, 1986-2003”, *Investigaciones Regionales*, **8**, pp. 163-170.
- Hierro, L.A. y Atienza, P. (2015): “El efecto estabilizador de la financiación autonómica”, *Investigaciones Regionales*, **31**, pp. 75-100.
- Hierro, M. y Maza, A. (2010a): “Foreign-born internal migrants: Are they playing a different role than natives on income convergence in Spain?”, *Applied Geography*, **30** (4), pp. 618-628.
- Hierro, M. y Maza, A. (2010b): “Per capita income convergence and internal migration in Spain: Are foreign-born migrants playing an important role?”, *Papers in Regional Science*, **89** (1), pp. 89-107.
- Islam, N. (2003): “What have we learnt from the convergence debate?”, *Journal of Economic Surveys*, **17** (3), pp. 309-362.
- Jurado, A. y Pérez, J. (2014): “Disparidades entre las comunidades autónomas españolas en el periodo 2007-2012”, Fundación FOESSA, *VII Informe sobre exclusión y desarrollo social en España 2014*, Documento de Trabajo 2.9.
- Lamo, A. (2000): “On convergence empirics: Some evidence for Spanish regions”, *Investigaciones Económicas*, **XXIV** (3), pp. 681-707.
- León-González, R. y Montolio, D. (2004): “Growth, convergence and public investment. A Bayesian model averaging approach”, *Applied Economics*, **36** (17), pp. 1925-1936.

- León-Ledesma, M.A. (1999): "Verdoorn's law and increasing returns: An empirical analysis of the Spanish regions", *Applied Economics Letters*, **6** (6), pp. 373-376.
- León-Ledesma, M.A. (2000): "Economic growth and Verdoorn's law in the Spanish regions, 1962-1991", *International Review of Applied Economics*, **14** (1), pp. 55-69.
- Leonida, L. y Montolio, D. (2001): "Convergence and inter-distributional dynamics among the Spanish provinces. A non-parametric density estimation approach", Instituto d'Economia de Barcelona, Universitat de Barcelona, Document de Treball 2001/7.
- Leonida, L. y Montolio, D. (2004): "On the determinants of convergence and divergence processes in Spain", *Investigaciones Económicas*, **XXVIII** (1), pp. 89-121.
- Lladós-i-Masllorens, J. (2002): "Estructura productiva y desigualdad regional: La transición hacia el euro y la economía del conocimiento", *Papeles de Economía Española*, **93**, pp. 79-97.
- López-Bazo, E. y Moreno, R. (2008): "Does human capital stimulate investment in physical capital? Evidence from a cost system framework", *Economic Modelling*, **25** (6), pp. 1295-1305.
- López-Bazo, E., Requena, F. y Serrano, G. (2006): "Complementarity between local knowledge and internationalisation in regional technological progress", *Journal of Regional Science*, **46** (5), pp. 901-929.
- López-Rodríguez, J. y Faíña, J.A. (2006): "Renta per cápita, potencial de mercado y proximidad: El caso de España", *Papeles de Economía Española*, **107**, pp. 268-276.
- Mankiw, G., Romer, D. y Weil, D. (1992): "A contribution to the empirics of economic growth", *The Quarterly Journal of Economics*, **107** (2), pp. 407-437.
- Marchante, A. y Ortega, B. (2007): "La evolución diferencial de la productividad del trabajo en Andalucía: Causas y posibles medidas de política", Centro de Estudios Andaluces, Documento de Trabajo E2007/09.
- Marchante, A., Ortega, B. y Sánchez, J. (2006): "Las dimensiones del bienestar en las comunidades autónomas españolas: Un análisis de sigma y gamma convergencia", Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), Documento de Trabajo 2006-05.
- María-Dolores, R. (2004): "Public capital effects on Spanish regions productivity: A non-parametric approach (1965-1998)", *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, **171** (4), pp. 57-74.

- María-Dolores, R. y García Solanes, J. (2002): “Convergencia real de las regiones españolas: El impacto de los fondos estructurales”, *Papeles de Economía Española*, **93**, pp. 51-64.
- María-Dolores, R. y Puigcerver, M.C. (2005): “El papel del capital público y el capital humano en el crecimiento de las CC.AA. españolas: Un análisis mediante datos de panel”, *Investigaciones Regionales*, **7**, pp. 5-22.
- Márquez, M.A. y Lasarte, E. (2014): “Decomposition of regional income inequality and neighborhood component: A spatial Theil index”, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), WP-EC 2014-03.
- Márquez, M.A., Ramajo, J. y Hewings, G.J.D. (2010): “Measuring the spillovers effects of public capital: A bi-regional structural vector autoregressive analysis”, *Letters in Spatial and Resources Sciences*, **3** (3), pp. 111-125.
- Márquez, M.A., Ramajo, J. y Hewings, G.J.D. (2011): “Public capital and regional economic growth: A SVAR approach for the Spanish regions”, *Investigaciones Regionales*, **21**, pp. 199-223.
- Márquez, M.A., Ramajo, J. y Hewings, G.J.D. (2013): “Spatio-temporal analysis of regional systems: A multiregional spatial vector autoregressive model for Spain”, European Regional Science Association Conference Papers, Palermo.
- Márquez, M.A., Ramajo, J. y Hewings, G.J.D. (2014): “Regional growth and spatial spillovers: Evidence from an SpVAR for the Spanish regions”, *Papers in Regional Science*, doi: 10.1111/pirs.12102.
- Martín-Mayoral, F. (2008): *Convergencia en renta per cápita entre las comunidades autónomas españolas (1955-2004): Una aplicación basada en métodos de panel dinámico*, Fundación de las Cajas de Ahorros (FUNCAS), Serie Tesis, 31, Madrid.
- Martín-Mayoral, F. y Garcimartín, C. (2009): “Población, inversión y tecnología en la convergencia de las regiones españolas. Un análisis de datos de panel dinámicos”, *Investigaciones Regionales*, **16**, pp. 169-180.
- Martín-Mayoral, F. y Garcimartín, C. (2013): “The impact of population on the reduction of steady-state disparities across Spanish regions”, *The Annals of Regional Science*, **50** (1), pp. 49-69.
- Martínez-Argüelles, S. y Rubiera-Morollón, F. (1998): “Patrones de convergencia regional en los servicios de la economía española”, *Ekonomiaz*, **42**, pp. 146-171.
- Martínez-López, D. (2005): “Fiscal policy and growth: The case of Spanish regions”, *Economic Issues*, **10** (1), pp. 9-24.

- Martínez-López, D. (2006): "Linking public investment to private investment. The case of Spanish regions", *International Review of Applied Economics*, **20** (4), pp. 411-423.
- Mas, M. (2010): "Los fondos FEDER (2000-2006) y la acumulación de capital público en las comunidades autónomas españolas", *Papeles de Economía Española*, **123**, pp. 73-85.
- Mas, M. y Maudos, J. (2004): "Infraestructuras y crecimiento regional en España diez años después", en Villaverde, J. (Coord.): *Competitividad regional en la Unión Europea ampliada*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid, pp. 143-168.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1993): "Disparidades regionales y convergencia de las CC.AA. españolas", Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), WP-EC 93-04.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1994): "Capital público y productividad en las regiones españolas", *Moneda y crédito*, **198**, pp. 163-192.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1995): "Growth and convergence in the Spanish provinces", en Armstrong H.W. y Vickerman R. W. (Eds.): *Convergence and divergence among European regions*, Pion Ltd, London, pp. 66-88.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1996): "Infrastructures and productivity in the Spanish regions", *Regional Studies*, **30** (7), pp. 641-649.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1998): "Public capital, productive efficiency and convergence in the Spanish regions (1964-93)", *Review of Income and Wealth*, **44** (3), pp. 383-396.
- Maudos, J., Pastor, J.M. y Serrano, L. (1998): "Convergencia en las regiones españolas: Cambio técnico, eficiencia y productividad", *Revista Española de Economía*, **15** (2), pp. 235-264.
- Maudos, J., Pastor, J.M. y Serrano, L. (2000a): "Crecimiento de la productividad y su descomposición en progreso técnico y cambio de eficiencia: Una aplicación sectorial y regional en España (1964-1993)", *Investigaciones Económicas*, **XXIV** (1), pp. 177-205.
- Maudos J., Pastor, J.M. y Serrano, L. (2000b): "Efficiency and productive specialization: An application to the Spanish regions", *Regional Studies*, **34** (9), pp. 829-842.
- Maza, A. (2006): "Migrations and regional convergence", *Jahrbuch für regionalwissenschaft/Review of Regional Research*, **26** (2), pp. 191-202.

- Maza, A. y Villaverde, J. (2009): "Spatial effects on provincial convergence and income distribution in Spain: 1985-2003", *Tijdschrift voor economische en sociale geografie*, **100** (3), pp. 316-331.
- Maza, A., Villaverde, J. y Hierro, M. (2014): "Should cohesion policy focus on fostering R&D? Evidence from Spain", *Investigaciones Regionales*, **29**, pp. 139-164.
- Mill, J.S. (1848): *Principles of Political Economy*, John W. Parker, London.
- Minondo, A. (2010): "Exports' productivity and growth across Spanish regions", *Regional Studies*, **44** (5), pp. 569-577.
- Minondo, A., Requena, F. y Serrano, G. (2013): "Movimientos migratorios en España antes y después de 2008", *Papeles de Economía Española*, **138**, pp. 80-97.
- Montañés, A. y Olmos, L. (2014): "Do the Spanish regions converge? A unit root analysis for the HDI of the Spanish regions", *Applied Economics*, **46** (34), pp. 4218-4230.
- Mora, T. (2002): *Sobre convergencia económica. Aspectos teóricos y análisis empírico para las regiones europeas y españolas*, Universitat de Barcelona, Tesis Doctoral, Barcelona.
- Morales, S. y Pérez, C. (2007): "Convergencia en capital humano en España. Un análisis regional para el periodo 1970-2004", Fundación de las Cajas de Ahorros (FUNCAS), Documento de Trabajo 349.
- Moreno, R., Artís, M., López-Bazo, E. y Suriñach, J. (1997): "Evidence on the complex link between infrastructure and regional growth", *International Journal of Development Planning Literature*, **12** (1-2), pp. 81-108.
- Moreno, R. y López-Bazo, E. (2007): "Returns to local and transport infrastructure under regional spillovers", *International Regional Science Review*, **30** (1), pp. 47-71.
- Moreno, R., López-Bazo, E., y Artís, M. (2002): "Public infrastructure and the performance of manufacturing industries: Short and long-run effects", *Regional Science and Urban Economics*, **32** (1), pp. 97-121.
- Moreno, R., López-Bazo, E., y Artís, M. (2003): "On the effectiveness of private and public capital", *Applied Economics*, **35** (6), pp. 727-740.
- O'Kean, J.M., Congregado, E. y Menudo, J.M. (2006): "Tejido empresarial y crecimiento regional", *Mediterráneo Económico*, **10**, pp. 323-339.
- Pablo-Romero, M.P. y Gómez-Calero, M.P. (2008a): "Análisis por provincias de la contribución del capital humano a la producción en la década de los noventa", *Investigaciones Económicas*, **XXXII** (1), pp. 27-52.

- Pablo-Romero, M.P. y Gómez-Calero, M.P. (2008b): “El valor del capital humano y su efecto sobre el crecimiento económico español: Aproximaciones alternativas”, *Temas Actuales de Economía*, **2**, pp. 115-133.
- Pastor, J.M., Pons, E. y Serrano, L. (2010): “Regional inequality in Spain: Permanent income versus current income”, *The Annals of Regional Science*, **44** (1), pp. 121-145.
- Pedraja, F., Ramajo, J. y Salinas, J. (1999): “Eficiencia productiva del sector industrial español: Un análisis espacial y sectorial”, *Papeles de Economía Española*, **80**, pp. 51-68.
- Pedraja, F., Salinas, J. y Salinas, M.M. (2002): “Efectos del capital público y del capital humano sobre la productividad de las regiones españolas”, *Papeles de Economía Española*, **93**, pp. 135-147.
- Peiró, J. y Tortosa-Ausina, E. (2015): “Social capital, investment and economic growth: Some evidence from Spanish provinces”, *Spatial Economic Analysis*, **10** (1), pp. 102-126.
- Peña, A. (2006): “Las disparidades económicas intrarregionales en Andalucía y la hipótesis de convergencia: 1955-1997”, *Estudios de Economía Aplicada*, **24** (3), pp. 877-908.
- Peña, A. (2008a): “Las disparidades económicas regionales en España: Las infraestructuras como factor de convergencia en el periodo 1980-2000”, *Revista de Estudios Regionales*, **82**, pp. 105-132.
- Peña, A. (2008b): “Las disparidades económicas territoriales en España: Contribución de los factores productivos al crecimiento regional, 1980-2004”, *Información Comercial Española, Revista de Economía*, **844**, pp. 205-218.
- Peña, A. y Jiménez, M. (2013): “Productividad y estructura sectorial: Elementos determinantes de las disparidades económicas regionales en España”, *Revista de Estudios Regionales*, **97**, pp. 137-169.
- Peña, A., Jiménez, M. y Ruiz, J. (2014): “Revisión de las disparidades económicas regionales en España (1980-2012): Capital humano y crecimiento económico”, Centro de Estudios Andaluces, Documento de Trabajo 04/2014.
- Pereira, A. y Roca-Sagalés, O. (2003): “Spillover effects of public capital formation: Evidence from the Spanish regions”, *Journal of Urban Economics*, **53** (2), pp. 238-256.
- Pereira, A. y Roca-Sagalés, O. (2006): “Public infrastructures and regional asymmetries in Spain”, College of William and Mary, Department of Economics, Working Paper 46.

- Pérez, F. (2005) (Dir.): *La medición del capital social. Una aproximación económica*, Fundación BBVA, Madrid.
- Pérez, P. (2000): “Dinámica de las regiones en España (1955-1995)”, *Revista de Economía Aplicada*, **VIII** (22), pp. 155-173.
- Pérez, F. y Benagés, E. (2014): “Productividad de los factores y especialización de las regiones españolas entre 2000 y 2012”, *Ekonomiaz*, **86** (2), pp. 88-117.
- Pérez, J., Dones, M., y Llano, C. (2009): “An interregional impact analysis of the EU structural funds in Spain (1995-1999)”, *Papers in Regional Science*, **88** (3), pp. 509-529.
- Pérez, F. y Serrano, L. (2000): “Capital humano y patrón de crecimiento sectorial y territorial: España (1964-1998)”, *Papeles de Economía Española*, **86**, pp. 20-41.
- Prior, D. (1990): “La productividad industrial de las comunidades autónomas españolas”, *Investigaciones Económicas*, **XIV** (2), pp. 257-267.
- Pons, J. y Viladecans, E. (1999): “Leyes de Kaldor y efectos espaciales. Una aplicación a las provincias españolas”, *Revista Asturiana de Economía*, **14**, pp. 131-148.
- Puig-Junoy, J. y Pinilla, J. (2008): “Why are some Spanish regions so much more efficient than others?”, Universitat Pompeu Fabra, Economics Working Paper 1067.
- Quah, D.T. (1996a): “Empirics for economic growth and convergence”, *European Economic Review*, **40** (6), pp. 1353-1375.
- Quah, D.T. (1996b): “Twin peaks: Growth and convergence in models of distribution dynamics”, *The Economic Journal*, **106** (437), pp. 1045-1055.
- Quilis, E.M. (1997): “Convergencia de la productividad en España. Un análisis dinámico de su distribución regional”, Instituto Nacional de Estadística, mimeo.
- Rabadán, I. y Salas, R. (1996): “Convergencia y redistribución interterritorial en España: Efecto de los impuestos directos, cotizaciones sociales y transferencias”, Fundación BBV, mimeo.
- Ramos, R., Suriñach, J. y Artís, M. (2010): “Human capital spillovers, productivity and regional convergence in Spain”, *Papers in Regional Science*, **89** (2), pp. 435-447.
- Raymond, J.L. (2002): “Convergencia real de las regiones españolas y capital humano”, *Papeles de Economía Española*, **93**, pp. 109-121.
- Raymond, J.L. y García-Greciano, B. (1994): “Las disparidades en el PIB per cápita entre comunidades autónomas y la hipótesis de convergencia”, *Papeles de Economía Española*, **59**, pp. 37-58.

- Raymond, J.L. y García-Greciano, B. (1996): “Distribución regional de la renta y movimientos migratorios”, *Papeles de Economía Española*, **67**, pp. 185-201.
- Roca-Sagalés, O. y Sala, H. (2006): “Efectos desbordamiento de la inversión en infraestructuras en las regiones españolas”, *Investigaciones Regionales*, **8**, pp. 143-161.
- Rodríguez, J., Romero-Ávila, D. y Martínez-López, D. (2009): “Persistence of inequalities across the Spanish regions”, *Papers in Regional Science*, **88** (4), pp. 841-862.
- Rodríguez-Pose, A. y Bwire, A. (2004): “The economic (in)efficiency of devolution”, *Environment and Planning A*, **36** (11), pp. 1907-1928.
- Rodríguez-Vález, J., Álvarez, A., Fernández-Vázquez, E. y Arias, C. (2009): “La contribución de las infraestructuras a la producción: Estimación por máxima entropía”, *Revista de Economía Aplicada*, **XXVII** (50), pp. 76-96.
- Rodríguez-Vález, J. y Arias, C. (2004): “Desbordamiento espacial de la productividad de las infraestructuras: Una aplicación con fronteras estocásticas”, *Estudios de Economía Aplicada*, **22** (3), pp. 657-673.
- Rosés, J.R., Martínez-Galarraga, J. y Tirado, D.A. (2010): “The upswing of regional income inequality in Spain (1860-1930)”, *Explorations in Economic History*, **47** (2), pp. 244-257.
- Sala-i-Martin, X. (1990): *On growth and states*, Harvard University, Tesis Doctoral, Cambridge (Mass.).
- Sala-i-Martin, X. (1996): “Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence”, *European Economic Review*, **40** (6), pp. 1325-1352.
- Salas, R. (1996): “Fundamentos de bienestar de los índices de desigualdad pertenecientes a la clase de entropía generalizada”, *Investigaciones Económicas*, **XX** (3), pp. 403-409.
- Salas, R. (1999): “Convergencia, movilidad y redistribución interregional en España: 1981-1996”, *Papeles de Economía Española*, **80**, pp. 19-28.
- Salas, V. y Sánchez-Asín, J.J. (2008): “Los emprendedores y el crecimiento económico en España”, en Congregado, E. et al.: *El capital humano y los emprendedores en España*, Fundación Bancaja-IVIE, Valencia, pp. 165-208.
- Salas, V. y Sánchez-Asín, J.J. (2010): “Calidad del recurso emprendedor y productividad en España”, *El Trimestre Económico*, **LXXVII** (3), pp. 719-757.
- Salas, V., Sánchez-Asín, J.J. y Storey, D. (2014): “Occupational choice, number of entrepreneurs and output: Theory and empirical evidence with Spanish data”, *SERIEs*, **5**, pp. 1-24.

- Salinas, M.M. (2003a): "Efficiency and TPF growth in the Spanish regions: The role of human and public capital", *Growth and Change*, **34** (2), pp. 157-174.
- Salinas, M.M. (2003b): "Technological change, efficiency gains and capital accumulation in labour productivity growth and convergence: An application to the Spanish regions", *Applied Economics*, **35** (17), pp. 1839-1851.
- Salinas, M.M. (2004): "Public infrastructure and private productivity in the spanish regions", *Journal of Policy Modeling*, **26** (1), pp. 47-64.
- Sarabia, J.M. y Pascual, M. (2001): "Rankings de distribuciones de renta basados en curvas de Lorenz ordenadas: Un estudio empírico", *Estudios de Economía Aplicada*, **19** (3), pp. 151-169.
- Serrano, L. (1998): "Capital humano y convergencia regional", Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), WP-EC 98-12.
- Serrano, L. (1999): "Capital humano, estructura sectorial y crecimiento en las regiones españolas", *Investigaciones Económicas*, **XXIII** (2), pp. 225-249.
- Serrano, G., Requena, J. y López-Bazo, E. (2008): "El papel del capital humano en la relación entre internacionalización y crecimiento de las regiones españolas", *Temas Actuales de Economía*, **2**, pp. 135-161.
- Serrano, G., Requena, J., López-Bazo, E. y García-Sanchís, J.R. (2004): "Capital humano, apertura y crecimiento. Evidencia para la industria", *Economía Industrial*, **357**, pp. 175-187.
- Siegel, S. (1956): *Nonparametric statistics for the behavioural sciences*, McGraw-Hill, New York.
- Solow, R.M. (1956): "A contribution to the theory of economic growth", *The Quarterly Journal of Economics*, **70** (1), pp. 65-94.
- Sosvilla-Rivero, S. (2005): "EU structural funds and Spain's objective 1 regions: An analysis based on the HERMIN model", Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), Documento de Trabajo 2005-24.
- Torres, T. y Sala, M. (2008): "La convergencia socio-económica de las comunidades autónomas españolas en la década de los noventa", *Estudios de Economía Aplicada*, **26** (3), pp. 1-28.
- Tortosa-Ausina, E., Pérez, F., Mas, M. y Goerlich, F.J. (2005): "Growth and convergence profiles in the Spanish provinces (1965-1997)", *Journal of Regional Science*, **45** (1), pp. 147-182.

- Villar, A. (2006): “La evolución del bienestar en Andalucía”, Centro de Estudios Andaluces, Colección Actualidad, 12.
- Villaverde, J. (1996): “Desigualdades provinciales en España, 1955-1991”, *Revista de Estudios Regionales*, **45**, pp. 89-108.
- Villaverde, J. (2004): “Convergencia provincial en España: Un análisis espacial”, *Papeles de Economía Española*, **100**, pp. 210-219.
- Villaverde, J. (2007): “Crecimiento y convergencia regional en España: (algunas) Causas del cambio”, *Papeles de Economía Española*, **111**, pp. 240-254.
- Villaverde, J. y Maza, A. (2008): “La distribución territorial de la inversión pública: Una perspectiva general”, *Papeles de Economía Española*, **118**, pp. 2-14.
- Villaverde, J. y Maza, A. (2010): “Los fondos estructurales europeos y la convergencia de las regiones españolas: 2000-2006”, *Papeles de Economía Española*, **123**, pp. 2-15.
- Villaverde, J., Maza, A. y Hierro, M. (2014): “The effects of interpersonal fiscal redistribution on provincial growth and convergence in Spain”, *Hacienda Pública Española/Review of Public Economics*, **209** (2), pp. 151-170.
- Villaverde, J. y Sánchez-Robles, B. (1998): “Disparidades provinciales y clubes de convergencia en España”, *Revista de Estudios Regionales*, **52**, pp. 177-199.
- Zamora, A.I. y Pena, B. (2007): “Dinámica regional en los sectores productivos de la economía española: Crecimiento de la productividad y su descomposición”, *Estudios de Economía Aplicada*, **25** (3), pp. 655-690.

TABLAS

Tabla 1. Convergencia Beta Absoluta

Autor(es)	Ámbito	Periodo	Beta (%) o Coeficiente b* (Estadístico t)	R2	Tipo datos / Método de estimación	Variable analizada	Datos
Mas <i>et al.</i> (1993)	Regiones	1955-1991 1955-1961 1961-1967 1967-1973 1973-1979 1979-1985 1985-1991 1955-1979 1979-1991	1,94% (3,733) 2,38% (4,459) 1,31% (1,978) 3,85% (2,809) 3,16% (2,491) -0,60% (-0,591) 0,71% (0,899) 2,63% (4,106) 0,05% (0,019)	0,66 0,50 0,16 0,38 0,35 0,03 0,05 0,76 0,00	Sección cruzada / Mínimos cuadrados no lineales	PIB per cápita	BBVA
Dolado <i>et al.</i> (1994)**	Provincias	1955-1989 1955-1964 1964-1977 1977-1989	1,99% (0,0036) 2,33% (0,0054) 1,55% (0,0061) 2,26% (0,0071)	N.D. N.D. N.D. N.D.	Sección cruzada / Mínimos cuadrados no lineales	VAB por activo	BBVA
		1955-1989 1955-1964 1964-1977 1977-1989	2,52% (0,0039) 2,72% (0,0042) 1,69% (0,0061) 1,25% (0,0099)	N.D. N.D. N.D. N.D.			
	Regiones	1955-1989 1955-1964 1964-1977 1977-1989	0,065 (5,49) 0,099 (3,54) 0,154 (6,53) 0,381 (8,35) 0,076 (4,06)	0,10 0,04 0,13 0,21 0,06			
		1955-1989 1955-1964 1964-1977 1977-1989	0,065 (5,49) 0,099 (3,54) 0,154 (6,53) 0,381 (8,35) 0,076 (4,06)	0,10 0,04 0,13 0,21 0,06			
	Regiones	1955-1989 1955-1964 1964-1977 1977-1989	0,065 (5,49) 0,099 (3,54) 0,154 (6,53) 0,381 (8,35) 0,076 (4,06)	0,10 0,04 0,13 0,21 0,06			
		1955-1989 1955-1964 1964-1977 1977-1989	0,065 (5,49) 0,099 (3,54) 0,154 (6,53) 0,381 (8,35) 0,076 (4,06)	0,10 0,04 0,13 0,21 0,06			
Raymond y García-Greciano (1994)	Regiones	1955-1989 Agricultura Industria Construcción Servicios	0,065 (5,49) 0,099 (3,54) 0,154 (6,53) 0,381 (8,35) 0,076 (4,06)	0,10 0,04 0,13 0,21 0,06	Datos de panel / Mínimos cuadrados ordinarios	VAB por ocupado	BBVA
García-Greciano <i>et al.</i> (1995)	Provincias	1955-1991	0,048 (7,20)	0,06	Datos de panel / Modelo con efectos fijos	PIB per cápita	BBVA
Raymond y García-Greciano (1996)	Regiones	1955-1991	0,022 (4,649)	0,07	Datos de panel / Modelo con efectos fijos	PIB per cápita	BBVA
De la Fuente (1998)	Regiones	1955-1993	1,50% (4,930) 2,20% (4,760)	0,62 0,07	Sección cruzada Datos de panel	Renta per cápita	BBVA
Cuadrado-Roura <i>et al.</i> (1999a)	Regiones	1980-1995	0,11% (0,142) 1,90% (1,604)	0,01 0,10	N.D. N.D.	VAB per cápita VAB por ocupado	INE
Cuadrado-Roura <i>et al.</i> (1999b)	Regiones	1955-1993	3,20% (-5,999)	0,11	Datos de panel con efectos fijos / N.D.	VAB por ocupado	BBVA
Garcimartín y Martín-Mayoral (2000)	Regiones	1955-1995 1955-1979 1979-1995	-0,556 (5,33) / 2,0% -0,469 (-6,89) -0,077 (-0,72)	0,65 0,76 0,03	N.D.	VAB per cápita	BBVA
		1955-1997	-0,014 (-9,699)	0,66			
		1955-1997	-0,014 (-6,492)	0,74			
Escot y Galindo (2000)	Provincias	1955-1997	-0,014 (-9,699)	0,66	Sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios	VAB per cápita	BBVA
Pérez y Serrano (2000)***	Provincias	1965-1997	1,70% (-12,470)	0,18	Datos de panel promedio de 6 años / N.D.	Renta per cápita	BBVA
De la Fuente (2002a)	Regiones	1955-1991	2,95% (4,78)	0,08	Datos de panel / Mínimos cuadrados no lineales	VAB por trabajador	BBVA

Notas a la tabla:

N.D.: No disponible.

* Hacen referencia a la velocidad de convergencia y al coeficiente en la regresión respectivamente.

** En la tabla aparecen los resultados de la estimación con constante diferente por subperiodo.

*** Indican que no se puede rechazar la significatividad de los efectos fijos específicos. Teniéndolos en cuenta, la velocidad de convergencia se eleva al 7,8%.

Tabla 1. Convergencia Beta Absoluta (Continuación)

Autor(es)	Ámbito	Periodo	Beta (%) o Coeficiente b (Estadístico t)	R2	Tipo datos / Método de estimación	Variable analizada	Datos
María-Dolores y García Solanes (2002)	Regiones	1955-1997 1955-1964 1964-1987 1987-1997	1,78% (2,87) 2,34% (7,74) 1,51% (2,36) 1,71% (4,62)	N.D.	Sección cruzada / N.D.	VAB por ocupado	BBVA
Mora (2002)*	Provincias	1955-1997 1955-1975 1975-1985 1985-1997	1,81% / -0,013 (0,001) 1,78% / -0,015 (0,002) 1,72% / -0,016 (0,004) 1,48% / -0,014 (0,003)	0,69 0,51 0,24 0,29	Sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios	VAB per cápita	BBVA
		1955-1997 1955-1975 1975-1985 1985-1997	2,69% / -0,016 (0,001) 1,43% / -0,012 (0,003) 3,02% / -0,026 (0,004) 4,08% / -0,032 (0,003)	0,83 0,29 0,52 0,66		VAB por ocupado	BBVA
Barro y Sala-i-Martin (2003)	Regiones	1955-1987	1,82% (0,005)	N.D.	Sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios	Renta per cápita	BBVA
Villaverde (2004)	Provincias	1985-2002	1,90% / -0,031 (-9,885)	0,66	Sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios	VAB por ocupado	N.D.
Arellano (2006)	Regiones	1955-1999 1955-1979 1979-1999	1,34% (-8,709) 1,99% (-9,903) 0,19% (0,859)	N.D.	Sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios	Renta per cápita	BBVA
Cuadrado-Roura y Maroto (2008)	Regiones	1955-1987 1986-2006	-0,445 -0,018	0,78 0,34	Regresión lineal	Renta per cápita	BBVA
Martín-Mayoral (2008)**	Regiones	1955-2004 1955-1979 1980-2004	1,46% / -0,518 (-7,60) 2,3% / -0,439 (-5,31) 0% / -0,005 (-1,13)	0,70 0,76 0,08	Sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios	VAB per cápita	BBVA, BD.MORES, INE
Villaverde y Maza (2008)	Regiones	1980-2000	3,8% / -0,063 (-3,32)	0,34	N.D.	Inversión per cápita	IVIE
			0,001 (0,12)	0,32		Inversión por km2	IVIE, INE
Maza y Villaverde (2009)***	Provincias	1985-2003 1985-1994 1994-2003	2,27% / -0,029 (-3,93) 2,26% / -0,025 (-2,691) 2,61% / -0,030 (-2,78)	0,24 0,14 0,14	Sección cruzada / N.D.	Renta per cápita	FUNCAS
Rosés <i>et al.</i> (2010)	Regiones	1860-1930	0,7% / -0,005 (0,004)	0,07	Sección cruzada / N.D.	PIB per cápita	Elaboración propia
Villaverde y Maza (2010)****	Regiones	2000-2006	1,2% / -0,013 (-1,65)	0,25	Datos de panel / N.D.	PIB per cápita	INE
Peña y Jiménez (2013)	Regiones	1980-2008	0,013 (0,111)	0,00	Sección cruzada / N.D.	VAB per cápita	BD.MORES
Minondo <i>et al.</i> (2013)	Regiones	1997-2012	-0,050	0,08	Datos de panel / Mínimos cuadrados generalizados con efectos aleatorios	PIB per cápita	INE
Jurado y Pérez (2014)	Regiones	2008-2012	N.D.	N.D.	Sección cruzada / Representación gráfica nube de puntos	PIB per cápita	INE

Notas a la tabla:

N.D.: No disponible.

* Cuando se condiciona por el peso de la agricultura y pesca en el VAB, el peso del capital público en el VAB y las ventajas de localización, y se aplican datos de panel con efectos fijos, se obtiene que la velocidad de convergencia es en el caso del VAB per cápita del 1,67% en el periodo 1955-1997 y del 1,92% en el periodo 1967-1997; y en el caso del VAB por ocupado es del 2,28% en el periodo 1955-1997 y del 2,49% en el periodo 1967-1997.

** También se estima el modelo de Solow con datos de panel (modelo de coeficientes constantes, método de datos de panel de variables *dummy* (LSDV) y estimador intragrupos) y datos de panel dinámico (Mínimos cuadrados ordinarios, Intragrupos, *GMM* en diferencias y *GMM system*).

*** Con datos filtrados, la velocidad de convergencia es del 3,16% entre 1985 y 2003, del 3,41% entre 1985 y 1994, y del 4,52% entre 1994 y 2003.

**** Cuando se consideran efectos fijos, capital humano e inversión pública, la velocidad de convergencia se eleva al 11%.

Tabla 2. Convergencia Beta Condicionada: Estructura Productiva

Autor(es)	Ámbito	Periodo	Tipo de datos / Método de estimación	Variable analizada	Variables utilizadas	Datos
Mas <i>et al.</i> (1993)	Regiones	1955-1991	Sección cruzada / Mínimos cuadrados no lineales	PIB per cápita	Peso agricultura en VAB, dotación de capital público/VAB, y <i>dummies</i> por ventajas de localización (valor 1 para País Vasco, Navarra, La Rioja, Aragón, Cataluña, Baleares, C. Valenciana y Madrid; y 0 para el resto).	BBVA, IVIE
Dolado <i>et al.</i> (1994)	Provincias	1955-1989	Sección cruzada / Mínimos cuadrados no lineales	VAB por activo	Tasa de ahorro, gasto provincial per cápita en educación, porcentaje de población con estudios de 1 ^{er} , 2 ^o y 3 ^{er} grado, migraciones medias/población total inicial, peso de la agricultura en el VAB, capital público real en carreteras por trabajador y km2, bancos por cada 100 habitantes, porcentaje de analfabetismo y porcentaje de estudiantes en enseñanza media.	BBVA, IVIE
Raymond y García-Greciano (1994)	Regiones	1955-1989	Datos de panel / Modelo de efectos fijos	Productividad	Se calcula la convergencia beta condicionada para la productividad total, así como para la agricultura, industria, construcción y servicios.	BBVA
De la Fuente (1996)	Regiones	1955-1991	Datos de panel con efectos fijos / N.D.	Productividad	Se estiman cinco ecuaciones de convergencia: para el total de sectores, agricultura, industria, construcción y servicios. Se calcula la convergencia beta absoluta y condicionada a la existencia de efectos fijos.	BBVA
Martínez-Argüelles y Rubiera-Morollón (1998)	Regiones	1977-1997	Datos de panel / Técnicas de cointegración (test de Dickey-Fuller, modelo de corrección de error)	Ocupados en los servicios	Se considera el VAB de los servicios desagregado en ramas (transportes y comunicaciones, hostelería y restauración, servicios financieros, otros servicios destinados a la venta y servicios no destinados a la venta) para analizar el aporte de cada rama al empleo terciario y el crecimiento regional.	INE
Cuadrado-Roura <i>et al.</i> (1999a)	Regiones	1980-1995	Coeficiente de correlación de Pearson entre efectos fijos obtenidos tras estimar convergencia beta y variables consideradas	VAB por ocupado y VAB por habitante	Tasa de crecimiento del capital público, años de escolarización de la población ocupada, <i>dummy</i> que recoge peso servicios de no mercado, <i>dummy</i> que recoge si la región está especializada en energía, tasa de paro masculina, % población ocupada universitaria y % población que vive en municipios de más de 30.000 habitantes.	BBVA, IVIE
Cuadrado-Roura <i>et al.</i> (1999b)*	Regiones	1955-1993	Calcula evolución de la dispersión en el periodo de los índices de especialización	Índice de especialización	Calculan cinco índices de especialización (agricultura, industria, construcción, servicios y media de los cuatro) a partir del diferencial del peso de cada sector en el empleo de cada región respecto a los respectivos totales nacionales.	BBVA
García-Milá y Marimón (1999)	Regiones	1980-1995	Análisis shift-share	VAB y empleo	Se descompone el crecimiento de la variable analizada en tres componentes: el crecimiento que se espera que tenga la región si crece a la misma tasa que España (componente nacional), el diferencial de crecimiento que se explica por la especialización de la región en sectores más o menos dinámicos a escala nacional (componente sectorial), y la parte que corresponde al mayor o menor dinamismo del conjunto de la región respecto a la media nacional (componente regional).	BD.MORES
De la Fuente y Freire-Serén (2000)	Regiones	1964-1993	Análisis shift-share, ecuaciones parciales de convergencia	Productividad	Descompone la productividad regional en tres factores, uno regional, otro de especialización, y un tercero de cambio estructural. Contempla tres sectores: agricultura, industria y servicios.	BBVA
Escribá y Murgui (2001)	Regiones	1980-1995	Sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios	Productividad y PTF	Se estima para el conjunto de sectores productivos privados (todos menos público y residencial), e individualmente para agricultura, industria, energía, construcción y servicios.	BD.MORES

Nota a la tabla:

* Esta metodología se sigue en Raymond y García-Greciano (1994) y García-Greciano y Raymond (1999).

Tabla 2. Convergencia Beta Condicionada: Estructura Productiva (Continuación)

Autor(es)	Ámbito	Periodo	Tipo de datos / Método de estimación	Variable analizada	Variables utilizadas	Datos
Álvarez de Toledo <i>et al.</i> (2002)	Regiones	1955-1995	Sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios	Productividad	Se estima la ecuación de convergencia para todos los sectores e individualmente para agricultura, industria, construcción y servicios. También efectúan regresiones considerando conjuntamente regiones y sectores, incluyendo <i>dummies</i> regionales y sectoriales bajo diferentes alternativas.	BBVA
García Velasco (2003)	Regiones	1955-1993	Análisis shift-share, ecuaciones parciales de convergencia	VAB por habitante, Productividad	Se descompone la productividad total en la suma de las productividades sectoriales (agricultura, industria, construcción y servicios). La convergencia beta de la productividad se calcula como suma de las respectivas betas (respecto al nivel inicial de renta por habitante) de las productividades sectoriales y de la reasignación sectorial del empleo, ponderadas por su cociente de especialización, y la importancia del sector en el conjunto de la producción nacional.	BBVA
Escribá y Murgui (2009b)	Regiones	1980-2003	Sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios	PTF	Consideran los datos de todas las ramas de la BD.MORES (menos público, residencial y financiero) para las 17 CC.AA, de las siguientes variables: VAB, empleo, capital, consumos intermedios y ratios de participación del trabajo. Calculan la convergencia en PTF de forma individual para el sector productivo privado, y considerando los siguientes sectores: agricultura industria de tecnología baja, media y alta, construcción y servicios de mercado.	BD.MORES
Genaro y Melchor (2010)	Regiones	1967-1995	Detectan tres clubes de convergencia a los que aplican separadamente un modelo de datos de panel con efectos fijos (mínimos cuadrados pool) para analizar cómo afecta el sector servicios al crecimiento regional.	PIB per cápita	Formación bruta de capital en servicios de mercado y no mercado, peso del empleo en servicios, stock de capital neto en servicios (hoteles y restaurantes, transporte y almacenamiento, comunicaciones, finanzas y seguros, actividades inmobiliarias, otros servicios de mercado y servicios de no mercado), grado de urbanización (% población que vive en municipios de más de 20.000 habitantes), productividad del capital en servicios de mercado.	BBVA
Cuadrado-Roura y Maroto (2011)	Regiones	1980-2006	Índices de especialización productiva y de desigualdad, estimación de coeficiente de correlación no paramétrico (rho de Spearman), índices de asociación geográfica, índices de concentración y análisis shift-share.	PIB per cápita	Empleo en los servicios, diferenciando entre: comercio y hostelería, transportes y comunicaciones, intermediación financiera, otros servicios de mercado, y servicios no destinados a la venta.	BD.MORES
Escribá y Murgui (2011)	Regiones	1995-2008	Panel de datos dinámico / GMM system	PTF	Índice de diversificación, especialización, PTF sectorial, capital humano, infraestructuras y capital tecnológico. Se consideran de forma agregada sólo las ramas manufactureras, construcción y tres ramas de servicios de mercado.	BD.MORES
Escribá y Murgui (2013)	Regiones	1980-2006	Panel de datos dinámico / GMM system	Empleo	Salarios nominales, efectos sectoriales y regionales, índice de diversificación, y peso ocupados con al menos estudios anteriores al superior. Efectúan tres estimaciones: para el conjunto de 19 ramas; excluyendo agricultura, energía y servicios de no mercado; y excluyendo además construcción, comercio y hostelería.	BD.MORES, IVIE
Pérez y Benagés (2014)	Regiones	2000-2012	Diagrama de Harberger, análisis shift-share	PTF	Para sectores de mercado (descontando actividades inmobiliarias, Administraciones Públicas, educación y sanidad).	INE
Díez-Minguela <i>et al.</i> (2014)	Provincias	1870-1930	Panel de datos dinámico (promedio de 10 años) / Mínimos cuadrados y GMM system	PIB per cápita	Urbanización (% población en municipios de más de 5.000 habitantes), aglomeración (peso del VAB respecto a la superficie provincial, total, agricultura, industria, servicios, y empleo total), tasa alfabetización, peso minería en el PIB y stock infraestructuras.	Rosés <i>et al.</i> (2010), Elaboración propia

Tabla 3. Convergencia Beta Condicionada: Población/Migraciones

Autor(es)	Ámbito	Periodo	Tipo de datos / Método de estimación	Variable analizada	Variables utilizadas	Datos
Dolado <i>et al.</i> (1994)	Provincias	1955-1989	Sección cruzada / Mínimos cuadrados no lineales	VAB por activo	Tasa de ahorro, gasto provincial per cápita en educación, porcentaje de población con estudios de 1 ^{er} , 2 ^o y 3 ^{er} grado, migraciones medias/población total inicial, peso de la agricultura en el VAB, capital público real en carreteras por trabajador y km2, bancos por cada 100 habitantes, porcentaje de analfabetismo y porcentaje de estudiantes en enseñanza media.	BBVA, IVIE
Raymond y García-Greciano (1996)	Regiones	1962-1979	Datos de panel / Modelo con efectos fijos	Tasa migratoria	Diferencias PIB per cápita y de la tasa de paro en la región de destino, y efectos fijos.	INE
García-Greciano y Raymond (1999)	Regiones	1962-1979	Datos de panel / Modelo con efectos fijos	Tasa migratoria	Diferencias PIB per cápita y de la tasa de paro en la región de destino, y efectos fijos.	INE
Lamo (2000)	Provincias	1962-1991	Dinámica de la distribución, aproximación no paramétrica	PIB per cápita	Migraciones/población activa.	BBVA, INE
Maza (2006)	Regiones	1995-2002	Datos de sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios y mínimos cuadrados en dos etapas con variables instrumentales (SLS)	PIB per cápita	Saldo migratorio, peso del empleo en agricultura e industria.	INE
Conde-Ruiz <i>et al.</i> (2008)	Regiones	2000-2006	Contabilidad del crecimiento	Renta per cápita	Cómo afecta inmigración a productividad, tasa de empleo y factor demográfico.	INE
Martín-Mayoral y Garcimartín (2009)	Regiones	1960-2004	Datos de panel dinámico (promedio 5 años) / GMM system con efectos fijos	VAB per cápita	Tasa de ahorro (inversión bruta/VAB), crecimiento de la población, tasa de progreso técnico más tasa de depreciación (0,05).	BBVA, IVIE
Hierro y Maza (2010a)	Provincias	2001-2007	Dinámica de la distribución, cadenas de Markov	PIB per cápita	Proponen medida de la relación migraciones-convergencia, basada en tres factores: Porcentaje de migraciones internas de la provincia, probabilidad de emigrar a otra provincia y diferencias en renta per cápita entre provincias.	INE
Hierro y Maza (2010b)	Provincias	1996-2006	Datos de panel dinámico / Mínimos cuadrados generalizados, GMM system	PIB per cápita	Saldo migratorio/población, peso del empleo en industria y construcción.	INE
Minondo <i>et al.</i> (2013)	Regiones	1997-2012	Datos de panel / Mínimos cuadrados generalizados con efectos aleatorios	PIB per cápita	<i>Dummy</i> que toma el valor 1 para el periodo de crisis (2008-2012), tasa neta de migración de población extranjera, interacción de la <i>dummy</i> de crisis con PIB per cápita e interacción de <i>dummy</i> de crisis con tasa neta de migración extranjera.	INE
Martín-Mayoral y Garcimartín (2013)	Regiones	1955-2008	Datos de panel dinámico (promedio 5 años) / Mínimos cuadrados ordinarios, estimador entre-grupos, GMM en diferencias y GMM system con efectos fijos	PIB per cápita	Inversión bruta/PIB real, porcentaje de población en edad de trabajar con estudios secundarios, tasa de crecimiento natural de la población, saldo migratorio, suma de tasa de depreciación y progreso técnico (0,05), <i>dummies</i> temporales.	BBVA, BD.MORES, INE, IVIE
Fernández-Leiceaga <i>et al.</i> (2013)	Regiones	1999-2010	Sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios	PIB, población y empleo (peso CC.AA. en el total nacional)	Saldo acumulado 1999-2010 de variaciones residenciales de inmigrantes.	INE

Tabla 4. Convergencia Beta Condicionada: Capital Público

Autor(es)	Ámbito	Periodo	Tipo de capital público	Tipo de datos / Método de estimación	Variable analizada	Variables utilizadas	Datos
Cutanda y Paricio (1992)	Regiones y provincias	1987	Total, productivo y social	Sección cruzada / N.D.	Renta per cápita	Indicador general infraestructura total, económico y social estimado por los autores, peso empleo industria y servicios, densidad de población e índice de situación regiones y provincias.	BBVA, INE, elaboración propia
Mas <i>et al.</i> (1993)	Regiones	1955-1991	Total	Sección cruzada / Mínimos cuadrados no lineales	PIB per cápita	Peso agricultura en VAB, dotación de capital público/VAB, y <i>dummies</i> por ventajas de localización (valor 1 para País Vasco, Navarra, La Rioja, Aragón, Cataluña, Baleares, C. Valenciana y Madrid, y 0 para el resto).	BBVA
Dolado <i>et al.</i> (1994)	Provincias	1955-1989	Carreteras	Sección cruzada / Mínimos cuadrados no lineales	VAB por activo	Tasa de ahorro, gasto provincial per cápita en educación, porcentaje de población con estudios de 1 ^{er} , 2 ^o y 3 ^{er} grado, migraciones medias/población total inicial, peso de la agricultura en el VAB, capital público real en carreteras por trabajador y km2, bancos por cada 100 habitantes, porcentaje de analfabetismo y porcentaje de estudiantes en enseñanza media.	BBVA, IVIE
Mas <i>et al.</i> (1994)	Regiones	1980-1989	Total, productivo y social	Datos de panel / Estimador de efectos fijos (intragrupos)	Productividad	PIB y empleo sector privado, stock de capital privado productivo, capital público productivo y no productivo (social), efectos desbordamiento (suma de capital público productivo propio y de regiones adyacentes).	INE, IVIE
De la Fuente y Vives (1995)	Regiones	1981-1990	Total	Datos de panel / Mínimos cuadrados en tres etapas	VAB por ocupado	Capital público, años medios de estudio de ocupados, superficie, peso empleo en agricultura.	INE, IVIE
Mas <i>et al.</i> (1996)	Regiones	1964-1991	Total, productivo y social	Datos de panel / Modelo con efectos fijos	Productividad	VAB privado sin energía, empleo privado, capital privado productivo, capital público productivo (carreteras, infraestructuras hidráulicas, ferroviarias, urbanas y puertos) y social (educación y sanidad), efectos desbordamiento (sumando capital público productivo de regiones adyacentes).	BBVA, IVIE
Moreno <i>et al.</i> (1997)	Regiones	1964-1991	Productivo y social	Datos de panel / Mínimos cuadrados ordinarios, Mínimos cuadrados con variables <i>dummy</i> (efectos fijos) y Mínimos cuadrados generalizados (efectos aleatorios)	Productividad	VAB y empleo privado, stock de capital privado y público (productivo y social).	BBVA, IVIE
Mas <i>et al.</i> (1998)	Regiones	1964-1993	Total	Datos de panel / Modelo con efectos fijos	PTF	VAB y empleo, stock de capital privado y público.	BBVA, IVIE

Nota a la tabla:

N.D.: No disponible.

Tabla 4. Convergencia Beta Condicionada: Capital Público (Continuación)

Autor(es)	Ámbito	Periodo	Tipo de capital público	Tipo de datos / Método de estimación	Variable analizada	Variables utilizadas	Datos
Gorostiaga (1999)	Regiones	1969-1991	Total	Datos de panel / Modelo de variables instrumentales con efectos fijos	VAB por trabajador (persona en edad de trabajar)	Inversión privada (% PIB), inversión pública productiva más inversión privada en infraestructuras (% PIB), inversión en educación financiada por AA.PP. (% PIB), tasa de crecimiento de la población en edad de trabajar, población en edad de trabajar con estudios anteriores al superior y/o superiores.	BBVA, IVIE
Dabán y Lamo (1999)	Regiones	1980-1993	Productivo	Datos de panel dinámico / Método generalizado de momentos	Productividad	VAB, empleo y stock de capital del sector privado, stock de capital en infraestructuras, superficie región, población, dispersión (nº entidades autónomas), orografía (altitud), población ocupada con estudios universitarios, tasa de paro, utilización de la capacidad productiva nacional.	BD.MORES
Escot y Galindo (2000)	Provincias, regiones	1955-1997	Total	Sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios	VAB per cápita	Crecimiento de la población, VAB per cápita medio región/provincia menos media nacional, densidad, superficie, inversión neta pública (% PIB), transferencias netas de capital público per cápita procedentes de otra región/provincia, inflación (crecimiento deflactor VAB).	BBVA, IVIE
Delgado y Álvarez (2001)	Regiones	1980-1995	Infraestructuras	Datos de panel dinámico / Mínimos cuadrados ordinarios, Efectos fijos, Variables instrumentales en primeras diferencias	Productividad	VAB y empleo sector privado, indicador de infraestructuras productivas.	INE, BBVA, Elaboración propia
De la Fuente (2001)	Regiones	1964-1993	Infraestructuras	Datos de sección cruzada / Ecuaciones parciales de convergencia	Renta per cápita inducida por las infraestructuras*	Renta per cápita de la región menos promedio nacional.	BBVA, IVIE
Alonso y Freire-Serén (2001)	Regiones	1964-1993	Productivo	Datos de panel / Mínimos cuadrados ordinarios	Productividad	Stock de capital privado, stock de capital público productivo, % ocupados con al menos estudios medios terminados, <i>dummy</i> para Madrid, <i>dummy</i> para Cataluña y <i>dummy</i> para islas.	BBVA
Alonso y Freire-Serén (2002)	Regiones	1964-1993	Productivo y social	Sección cruzada presentados en forma de pool de datos / Mínimos cuadrados ordinarios	PTF	Stock de capital privado, stock de capital público productivo, social, educación y sanidad, <i>dummy</i> para Madrid, <i>dummy</i> para Cataluña, <i>dummy</i> para islas, y <i>dummies</i> temporales.	BBVA

Nota a la tabla:

* Calculada como elasticidad estimada del producto con respecto a la dotación de infraestructuras por la diferencia entre la tasa anual de crecimiento del stock de infraestructuras de la región y la misma variable para el conjunto de España.

Tabla 4. Convergencia Beta Condicionada: Capital Público (Continuación)

Autor(es)	Ámbito	Periodo	Tipo de capital público	Tipo de datos / Método de estimación	Variable analizada	Variables utilizadas
Gómez-Antonio (2003)	Provincias	1981 y 1991	Total	Sección cruzada / Modelo espacial “tipo lag”	Renta per cápita	Tamaño medio de las empresas (VAB/locales activos), aglomeración (edificios con 5 ó más viviendas/n° viviendas principales), stock de capital público, matriz de distancias interprovinciales.
González-Páramo y Martínez-López (2003)	Regiones	1964-1997	Productivo	Datos de panel dinámico / Estimador de efectos fijos, Variables instrumentales y Método generalizado de momentos	PIB por activo	Crecimiento población activa, stock capital privado (% PIB), stock capital público productivo (% PIB), inversión pública en sanidad (% PIB), inversión pública en educación (% PIB), inversión pública en educación y sanidad (% PIB), población en edad de trabajar con estudios secundarios y universitarios, tasa de paro, impuestos recaudados (% PIB), tasa de progreso técnico (0,02) y tasa de depreciación (0,05).
Álvarez <i>et al.</i> (2003)	Regiones	1980-1995	Productivo	Datos de panel / Estimador intragrupos	Productividad	Stock de capital privado efectivo, stock de capital público productivo, porcentaje de ocupados con al menos estudios medios, índice de especialización productiva, efecto desbordamiento del capital público en regiones adyacentes.
Mas y Maudos (2004)	Regiones, provincias	1964-1998	Productivo	Datos de panel / Mínimos cuadrados ordinarios y Variables instrumentales	Productividad	VAB y empleo privados, stock de capital público, stock de capital privado productivo, e índice de eficiencia*.
María-Dolores y Puigcerver (2005)	Regiones	1965-1998	Total	Datos de panel dinámico (promedio de 4 años) / Mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos y <i>dummies</i> temporales	Productividad	Crecimiento de los ocupados, stock de capital privado (% PIB), stock de capital público (% PIB), % activos con nivel anterior al de licenciatura, tasa de progreso técnico y tasa de depreciación (8,28%).
Bajo-Rubio y Díaz-Roldán (2005)	Regiones	1965-1995	Productivo	Datos de panel dinámico (promedio de 4 años) / Método generalizado de momentos	Productividad	Stock de capital privado, stock de capital público productivo, % ocupados con estudios secundarios y universitarios.
Cantos <i>et al.</i> (2005)	Regiones	1965-1995	Transportes	Datos de panel / Estimador de efectos fijos y Variables instrumentales	Productividad, PTF	PIB privado, empleo, stock de capital privado, stock de capital público en infraestructuras de transportes total, y diferenciando entre carreteras, puertos, aeropuertos y ferrocarril. Estima los efectos sobre la productividad total y para los sectores agricultura, industria, construcción y servicios de mercado. Incluye efectos desbordamiento de los transportes de regiones cercanas.
Martínez-López (2006)	Regiones	1965-1997	Total, productivo y social	Datos de panel / Estimador efectos fijos, Variables instrumentales (Mínimos cuadrados en dos etapas)	Tasa de inversión privada**	Productividad media capital físico, inversión pública productiva y social (educación y sanidad), coste laboral sector público, peso servicios públicos, tipo de interés, efectos desbordamiento.
De la Fuente y Doménech (2006)	Regiones	1965-1995	Infraestructuras y resto	Datos de panel / Mínimos cuadrados no lineales	VAB por ocupado	VAB y empleo sin sector alquiler de inmuebles, infraestructuras, resto capital (privado y público social, neto del residencial), años medios de estudio.

Notas a la tabla:

* Mide el desplazamiento de la función de producción con el transcurso del tiempo. Depende de factores fijos inobservables propios de cada región y de elementos diferentes en el tiempo y comunes a todas las regiones.

** Porcentaje de inversión privada respecto al stock de capital privado.

Tabla 4. Convergencia Beta Condicionada: Capital Público (Continuación)

Autor(es)	Ámbito	Periodo	Tipo de capital público	Tipo de datos / Método de estimación	Variable analizada	Variables utilizadas	Datos
Peña (2008a)	Regiones	1980-2000	Total	Datos de panel / Mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos	Productividad	Stock de capital privado productivo, stock de capital público y porcentaje de ocupados con al menos estudios secundarios.	BD.MORES
Villaverde y Maza (2008)	Regiones	1980-2000	Total	Datos de panel / Modelo con efectos fijos y sin ellos	Productividad	Stock de capital privado y stock de capital público.	BD.MORES
De la Fuente (2008a)	Regiones	1964-2004	Infraestructuras	Cálculo de aportaciones, en función de elasticidades estimadas en De la Fuente y Doménech (2006) y crecimiento del stock regional de infraestructuras	Renta per cápita	Stock de capital público en infraestructuras.	BBVA, IVIE
De la Fuente (2008c)	Regiones	1965-2003	Infraestructuras	Datos de panel / Mínimos cuadrados no lineales y Variables instrumentales	VAB por puesto de trabajo	Stock de capital en infraestructuras, resto de capital no residencial, años escolarización población 25 y más, brecha con región líder (Madrid), <i>dummies</i> temporales.	BBVA, IVIE
Rodríguez-Vález <i>et al.</i> (2009)	Regiones	1980-1998	Productivo	Máxima entropía, intragrupos	Productividad	VAB y empleo sector privado, stock de capital privado no residencial y stock de capital público productivo.	INE, IVIE
Villaverde y Maza (2010)	Regiones	2000-2006	Total	Datos de panel / Mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos	PIB per cápita	Porcentaje de ocupados con estudios anteriores al superior y superiores, inversión pública bruta per cápita, <i>dummy</i> que recoge si región es objetivo 1 o no.	INE
Alañón y Gómez-Antonio (2011)	Provincias	1970-2000	Total	Sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios. Datos de panel / Modelo espacial tipo error, mixto autorregresivo espacial y lag	PIB per cápita	Población con al menos estudios secundarios por km2, VAB/nº locales activos, stock de capital público por km2, matriz que recoge si las provincias tienen frontera común.	Alcaide (2003), BBVA, INE
Álvarez <i>et al.</i> (2012)	Regiones, provincias	1980-2007	Carreteras	Datos de panel / Modelo de efectos fijos y Variables Instrumentales (GMM two-step)	Productividad	PIB, empleo privado, capital privado productivo, capital público carreteras interno y externo.	INE, IVIE, elaboración propia
Gómez-Antonio y Fingleton (2012)	Provincias	1996-2005	Total menos transporte, social y local	Datos de panel / Modelo de efectos fijos con regresores endógenos	Productividad	VAB, empleo/superficie, % población con estudios superiores, stock de capital público y <i>spillovers</i> .	BBVA, FUNCAS, INE, IVIE
Álvarez y Barbero (2013)	Provincias	1980-2007	Total	Datos de panel / Regresión autorregresiva espacial (2SLS), <i>Fixed effects spatial panel two stage least squares estimator</i> (FE-S2SLS), <i>Spatial error component best two stage least squares estimator</i> (SEC-B2SLS)	Productividad	PIB y empleo privado, capital privado productivo, capital público, capital humano, impuesto sobre la renta.	INE, IVIE
Chen y de Abreu (2014)	Provincias	1990-2010	Red tren alta velocidad	Datos de panel dinámico (promedio 5 años) / Modelo de ecuaciones estructurales estimado por máxima verosimilitud	PIB, empleo	Accesibilidad a la red del AVE, población con al menos estudios medios.	N.D.

Nota a la tabla:

N.D.: No disponible.

Tabla 5. Capital Público: Estimación de Funciones de Coste

Autor(es)	Ámbito	Periodo	Tipo de capital público	Método de estimación	Variable analizada	Variables utilizadas	Datos
Boscá <i>et al.</i> (1999)	Regiones	1980-1993	Productivo	Función de coste generalizada de Leontief, SURE	Producción industrial	VAB y empleo sector industrial, consumos intermedios, stock de capital privado e infraestructuras públicas productivas, dos <i>dummies</i> (Cataluña, Madrid, País Vasco / Canarias, Baleares y Extremadura).	BD.MORES
Boscá <i>et al.</i> (2002)	Regiones	1980-1993	Infraestructuras	Función de coste generalizada de Leontief, SURE	Productividad	VAB, inputs intermedios, capital privado y público.	BD.MORES
Moreno <i>et al.</i> (2002, 2003)	15 regiones	1980-1991	Productivo, 12 ramas industriales	Función de coste translogarítmica, SURE	Productividad industrial	VAB y empleo industria manufacturera, cantidad y precio consumos intermedios, costes laborales, trabajadores y capital privado y público productivo.	INE, IVIE
Avilés <i>et al.</i> (2003)	Regiones	1980-1993	Sólo en industria y construcción	Función de coste translogarítmica, máxima verosimilitud	Productividad	VAB y empleo privado, consumos intermedios, salarios, índice precios consumos intermedios, capital público y privado, efectos desbordamiento.	BD.MORES
Boscá <i>et al.</i> (2004)	Regiones	1980-1993	Productivo	Función de coste generalizada de Leontief, SURE	PTF	VAB y empleo privado, consumos intermedios, salarios, índice precios consumos intermedios, capital público y privado y sus costes.	BD.MORES, Díaz (1998)
Ezcurra <i>et al.</i> (2005)	Regiones	1964-1991	Total, transporte	Función de coste translogarítmica, MCO con efectos fijos temporales y regionales	Productividad	VAB, empleo, salarios, capital público total, infraestructuras transporte, efecto desbordamiento. Se estiman funciones de coste para la agricultura, industria y servicios.	BBVA, IVIE
Escribá y Murgui (2010)	Regiones	1980-2003	Productivo y social	Función de coste generalizada de Leontief	Capital privado	Producción, empleo, consumos intermedios, precios, capital público productivo y social, capital I+D, fondos europeos.	BD.MORES

Tabla 6. Convergencia Beta Condicionada: Política Fiscal

Autor(es)	Ámbito	Periodo	Tipo de datos / Método de estimación	Variable analizada	Variables utilizadas	Datos
Bajo-Rubio <i>et al.</i> (1999)	Regiones	1967-1995	Datos de panel (promedio 5 años) / Mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos	PIB por persona en edad de trabajar	Tasa de depreciación (8,28%), crecimiento población en edad de trabajar, tasa de progreso técnico (2%), stock de capital privado (% PIB), stock de capital público (% PIB), porcentaje de población en edad de trabajar con estudios universitarios, transferencias personales/PIB, crecimiento de transferencias personales.	BBVA, IVIE
Bajo-Rubio y Díaz-Roldán (2003)	Regiones	1967-1995	Datos de panel (promedio 5 años) / Mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos	PIB por empleado	Tasa de depreciación (3%), tasa de progreso técnico (2%), stock de capital privado (% PIB), stock de capital público productivo (% PIB), porcentaje de población ocupada con estudios anteriores al superior y superiores, transferencias personales/PIB, crecimiento de transferencias personales.	BBVA
Martínez-López (2005)	Regiones	1965-1997	Datos de panel / Modelo de efectos fijos y Variables instrumentales	Productividad	Capital físico (% PIB), tasa de paro, inversión pública productiva y social (educación y sanidad) (% PIB), coste laboral sector público (% PIB), peso servicios públicos, impuestos (% PIB), renta bruta disponible menos renta directa hogares y otras transferencias del resto del mundo (% PIB), crecimiento del empleo, población en edad de trabajar con estudios secundarios y universitarios.	BBVA
Álvarez y Barbero (2013)	Provincias	1980-2007	Datos de panel / Regresión autorregresiva espacial (2SLS), <i>Fixed effects spatial panel two stage least squares estimator</i> (FE-S2SLS), <i>Spatial error component best two stage least squares estimator</i> (SEC-B2SLS)	Productividad	PIB y empleo privado, capital privado productivo, capital público, capital humano, impuesto sobre la renta.	INE, IVIE
Villaverde <i>et al.</i> (2014)	Provincias	2000-2010	Datos de panel dinámico / GMM system, I-Moran	PIB per cápita	Población en edad de trabajar con estudios terciarios, inversión (% PIB), peso del empleo en el sector servicios, <i>dummy</i> 2008 para recoger la crisis, renta disponible hogares/renta primaria, <i>dummies</i> provincias ricas/pobres.	INE, IVIE

Tabla 7. Convergencia Beta Condicionada: Descentralización Fiscal

Autor(es)	Ámbito	Periodo	Tipo de datos / Método de estimación	Variable analizada	Indicador descentralización	Variables utilizadas	Datos
Agúndez (2002)	15 CC.AA. régimen común	1991-1996	Datos de panel / Mínimos cuadrados ordinarios con y sin efectos fijos, y con efectos aleatorios	PIB per cápita	Descentralización fiscal de ingresos: porcentaje que representan los recursos directamente recaudados por los gobiernos regionales sobre el total de ingresos regionales consolidados.	Gasto público regional (% PIB), PIB pc inicial, inversión real (% PIB), tasa de crecimiento de la población. Se realiza para el total de CC.AA., las ricas y las atrasadas.	INE, BBVA, M° Hacienda y AA.PP.
Rodríguez-Pose y Bwire (2004)	17 CC.AA.	1963-2000	Sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios	PIB per cápita	Mediana gasto público regional per cápita.	Variación mediana gasto público per cápita entre los dos periodos usados para comparar, mediana del PIB pc, inversión en I+D (% PIB).	INE, BBVA, M° Hacienda y AA.PP.
Esteller y Solé (2005)	44 Provincias (NUTS3)	1977-1998	Datos de panel dinámico / Mínimos cuadrados ordinarios y Método generalizado de momentos	Inversión en carreteras AA.PP./stock capital año anterior, inversión en educación AA.PP./stock capital año anterior	<i>Dummy</i> igual a 1 si el gobierno regional tiene la competencia en carreteras, <i>dummy</i> igual a 1 si el gobierno regional tiene la competencia en educación no universitaria, y <i>dummy</i> igual a 1 si tiene competencia en educación universitaria, siendo los pesos el porcentaje medio de ambos niveles educativos en la inversión en educación total.	Crecimiento del PIB, crecimiento del número de vehículos, crecimiento de los kms. recorridos por vehículos al año, crecimiento de la población entre 6 y 24 años, crecimiento de los años medios de escolarización, porcentaje de votos en las últimas elecciones del partido en el poder, medido como porcentaje ponderado de los votos en el gobierno central y subcentral.	INE, M° Fomento, BBVA, <i>Anuario El País</i>
Esteban (2006)	15 CC.AA. régimen común	1997-2001	Sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios	Renta interior bruta media	Descentralización del gasto: porcentaje del gasto público regional respecto al total de gasto público imputado a esa comunidad autónoma.	Ratio del total de ingresos regionales consolidados (netos de transferencias) respecto a la renta interior bruta regional, incremento promedio anual de la población activa, formación bruta total de capital media, saldo exterior (diferencia entre ventas y compras de bienes y servicios al extranjero y otras CC.AA.).	BADESPE, INE
Gil-Serrate (2007)*	Total español	1984-2003	Datos de panel / Mínimos cuadrados ordinarios	PIB per cápita	<u>Descentralización de ingresos fuerte</u> : Derechos reconocidos a las CC. AA./CC.LL./Total en los capítulos 3, 5 y 6 sobre su total de derechos reconocidos de carácter no financiero de acuerdo con la clasificación económica. <u>Descentralización de ingresos media</u> : Derechos reconocidos a las CC. AA. en los capítulos 3, 5 y 6 y en los capítulos 1 y 2 (sólo ITP e IAJD), a partir de 1997 para las de régimen común y durante todo el periodo para las de régimen especial, sobre su total de derechos reconocidos de carácter no financiero de acuerdo con la clasificación económica. Derechos reconocidos a las CC.LL. en los capítulos 1, 2, 3, 5 y 6 sobre su total de derechos reconocidos de carácter no financiero de acuerdo con la clasificación económica. Y suma de ambos. <u>Descentralización de ingresos débil</u> : Derechos reconocidos a las CC. AA./CC.LL./suma ambos en los capítulos 1, 2, 3, 5 y 6 sobre su total de derechos reconocidos de carácter no financiero de acuerdo con la clasificación económica.	Tasa de inversión (FBCF/PIB), variación en población ocupada con al menos formación secundaria, crecimiento de la población, grado de apertura de la economía (exportaciones más importaciones de bienes y servicios respecto al PIB), presión fiscal (ingresos impositivos/PIB), descentralización del gasto (obligaciones reconocidas de carácter no financiero para las CC.AA./CC.LL./suma de ambas sobre el total de obligaciones no financieras de las AA.PP. de acuerdo con la clasificación económica).	INE, BADESPE, IVIE, OCDE
	17 CC.AA.	1984-1995	Datos de panel / Modelo de efectos fijos	PIB per cápita	Descentralización de ingresos fuerte, media y débil.	PIB pc año anterior, inversión privada/PIB, inversión pública per cápita, población ocupada con al menos formación secundaria, crecimiento de la población.	
Carrión-i-Silvestre <i>et al.</i> (2008)	Total y CC.AA. (a las que se añaden las Corporaciones Locales)	1970-2000, 1987-2000	Datos de panel dinámico / GMM system	PIB per cápita o VAB per cápita	Para total nacional: variación peso en gasto, ingreso e inversión de CC.AA. y CC.LL. respecto al total.	Crecimiento PIB pc o VAB pc retardado, ocupados, porcentaje de ocupados con al menos estudios secundarios, stock de capital público y privado, tres <i>dummies</i> (art. 151, 143 y forales).	M° Hacienda y AA.PP., INE, IVIE, BADESPE, BD.MORES
					Para CC.AA. y CC.LL.: peso de los ingresos de la propia C.A. o C.L./ingresos no financieros de la C.A. o C.L., peso en la inversión pública de cada A.P. respecto al total.		
Cantarero y Pérez (2009)	17 CC.AA.	1985-2004	Datos de panel dinámico / Modelo de efectos fijos y Método generalizado de momentos	PIB per cápita o VAB per cápita	Dos indicadores: peso gastos e ingresos regionales respecto a los totales.	PIB pc inicial, años medios estudios ocupados, tasa de inversión, crecimiento población, inflación, paro, tasa de apertura, gastos de personal respecto al gasto total.	BBVA, FUNCAS, INE, IVIE, BADESPE
Gil-Serrate <i>et al.</i> (2011)	17 CC.AA.	1983-2008	Vector Autorregresivo (VAR)	PIB real	Indicador de descentralización de ingresos fuerte, medio y débil.	N.D.	INE, M° Hacienda y AA.PP.

Notas a la tabla:

N.D.: No disponible.

* Para una versión resumida, véase Gil-Serrate y López-Laborda (2006).

Tabla 8. Convergencia Beta Condicionada: Capital Tecnológico

Autor(es)	Ámbito	Periodo	Tipo de datos / Método de estimación	Variable analizada	Variables utilizadas	Datos
Gumbau y Maudos (2006)	Regiones	1986-1996	Datos de panel dinámico / Modelo de efectos fijos (estimador mínimos cuadrados con variables ficticias LSDV)	PTF	VAB, empleo, capital privado, población con al menos estudios secundarios, gasto en I+D, stock capital tecnológico, patentes, efectos desbordamiento (según flujos comerciales y proximidad).	IVIE, INE
López-Bazo <i>et al.</i> (2006)	Regiones	1980-1995	Datos de panel / Modelo con y sin efectos fijos	PTF sector industrial	I+D, población con más educación, exportaciones netas, inversión directa extranjera, peso manufacturas, índice especialización y concentración, efectos desbordamiento asociados a I+D.	IVIE, INE, Aduanas
Balmaseda y Melguizo (2007)	Regiones, Sectores (tecnológicos y no tecnológicos)	1987-1999	Datos de panel / Modelo de efectos fijos	Productividad	VAB, empleo, capital físico, stock I+D, capital humano, stock I+D exterior.	INE
Marchante y Ortega (2007)	Regiones	1987-2000	Datos de panel / En niveles (mínimos cuadrados ordinarios y modelo de efectos fijos). En primeras diferencias (mínimos cuadrados ordinarios, mínimos cuadrados generalizados y método generalizado de momentos)	Productividad	VAB, puestos de trabajo, horas efectivas, tipo de contrato, no asalariado, capital físico, años medios escolarización, capital tecnológico, FBCF/stock capital físico.	INE, BD.MORES, IVIE
Escribá y Murgui (2008)	Regiones	1980-2000	Datos de panel / Modelo de efectos fijos	Productividad	Capital privado y público productivo, capital físico total, capital humano y tecnológico, empleo.	BD.MORES, elaboración propia
De la Fuente (2008b)	Regiones	1964-2004	Datos de panel / Mínimos cuadrados no lineales	Productividad	VAB, empleo, capital TIC, otro capital no residencial, años escolarización.	IVIE, BBVA
Gumbau y Maudos (2009)	Regiones	1986-2003	Datos de panel / Modelo binomial negativo	Patentes	Población con estudios universitarios, gasto I+D, densidad de población, efectos desbordamiento (en función de flujos comerciales y distancia).	INE, IVIE, OEPM
Gumbau y Maudos (2010b)	Regiones	1987-2004	Datos de panel / Modelo de efectos fijos y temporales	Productividad	VAB privado, empleo, capital I+D, capital TIC, capital físico, efectos desbordamiento asociados a I+D y capital TIC.	INE, FUNCAS, IVIE, EU KLEMS
Fernández-Vázquez y Rubiera-Morollón (2013)	Regiones	1980-2000	Datos de panel / Mínimos cuadrados ordinarios en primeras diferencias. Máxima entropía.	PTF	VAB, empleo, capital público, capital privado, capital humano, stock I+D propio e indirecto (<i>spillover</i>), peso servicios de mercado.	BD.MORES
Maza <i>et al.</i> (2014)	Provincias	1995-2010	Sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios y modelo espacial autorregresivo	Renta per cápita	Patentes por millón habitantes, crecimiento de patentes, población en edad de trabajar con estudios terciarios de primera y segunda etapa, inversión (% PIB), accesibilidad al mercado (población/distancia entre provincias), peso empleo en industria y en servicios.	Eurostat, IVIE

Tabla 9. Convergencia Beta Condicionada: Capital Humano

Autor(es)	Ámbito	Periodo	Tipo de datos / Método de estimación	Variable analizada	Variables utilizadas	Datos
De la Fuente y Vives (1995)	Regiones	1981-1990	Datos de panel / Mínimos cuadrados en tres etapas	VAB por ocupado	Capital público, años medios de estudio ocupados, superficie, peso empleo en agricultura.	INE, IVIE
Serrano (1998)	Regiones	1964-1993	Sección cruzada / Mínimos cuadrados no lineales. Con las elasticidades estimadas, contabilidad del crecimiento	VAB	Stock de capital neto privado, ocupados, ocupados con al menos estudios medios, <i>dummies</i> regionales.	BBVA
Serrano (1999)	Regiones	1964-1993	Datos de panel / Modelo con efectos fijos	VAB	Stock de capital neto privado, ocupados, ocupados con al menos estudios medios, <i>dummies</i> regionales. Se realizan estimaciones para el agregado y diferenciando cinco sectores: agricultura, energía, industria, construcción y servicios destinados a la venta.	BBVA
Gorostiaga (1999)	Regiones	1969-1991	Datos de panel / Modelo de variables instrumentales con efectos fijos	Productividad	Inversión privada, inversión pública, inversión en educación, población en edad de trabajar, población en edad de trabajar con estudios anteriores al superior y/o superiores.	BBVA, IVIE
Pérez y Serrano (2000)	Provincias	1965-1997	Sección cruzada / Mínimos cuadrados ordinarios, y con efectos fijos. Correlación entre variables condicionantes y efectos fijos	VAB per cápita	Tasa de ahorro, años medios estudio, ocupados con estudios medios.	BBVA, IVIE
Freire-Serén (2003)	Regiones	1964-1993	Datos de panel (promedio dos años) / Modelo con y sin efectos fijos	Productividad	Stock de capital privado, ocupados con al menos estudios medios terminados.	BBVA, IVIE
De la Fuente <i>et al.</i> (2003)	Regiones	1965-1995	Datos de Panel (promedio de dos años) / Mínimos cuadrados no lineales	Productividad	Stock de capital en infraestructuras y resto, años medios estudio, tasa de empleo.	BBVA, IVIE
Galindo y Álvarez (2004)	Regiones	1995-2000	Datos de panel / Modelo de efectos fijos (Mínimos cuadrados generalizados)	PIB per cápita	Inversión pública y privada, consumo público y privado, valor capital humano, diferencia entre regiones más ricas y más pobres.	FUNCAS, IVIE
Serrano <i>et al.</i> (2004)	Regiones	1980-2000	Datos de panel / Modelo con efectos fijos y en primeras diferencias	PTF industria	Para la industria: PTF inicial, ocupados con al menos estudios secundarios, exportaciones e importaciones bienes de capital e intermedios.	INE, IVIE, AEAT
María-Dolores y Puigcerver (2005)	Regiones	1965-1998	Datos de panel / Modelo con efectos fijos y <i>dummies</i> temporales	VAB por ocupado	Crecimiento de los ocupados, tasa de depreciación y de progreso técnico (8,28%), inversión/PIB, inversión privada y pública/PIB, activos con estudios previos al universitario.	BBVA, IVIE
De la Fuente y Doménech (2006)	Regiones	1960-2000	Datos de panel / Mínimos cuadrados no lineales	VAB por ocupado	VAB y empleo sin sector alquiler de inmuebles, infraestructuras, resto capital (privado y público social, neto del residencial), años medios de estudio, indicador de la brecha tecnológica con respecto a la frontera (que entra en la ecuación como determinante de la tasa de progreso técnico).	BBVA, IVIE, elaboración propia
Morales y Pérez (2007)	Regiones	1970-2004	Sección cruzada / N.D.	Población en edad de trabajar con estudios medios; anteriores al superior y superiores; y medios y superiores	<i>Dummy</i> para regiones del artículo 151 CE.	IVIE

Tabla 9. Convergencia Beta Condicionada: Capital Humano (Continuación)

Autor(es)	Ámbito	Periodo	Tipo de datos / Método de estimación	Variable analizada	Variables utilizadas	Datos
De la Fuente (2008c)	Regiones	1965-2003	Datos de panel / Mínimos cuadrados no lineales y Variables instrumentales	VAB por puesto de trabajo	Stock de capital en infraestructuras, resto de capital no residencial, años escolarización población 25 y más, brecha con región líder (Madrid), <i>dummies</i> temporales.	BBVA, IVIE
Pablo-Romero y Gómez-Calero (2008b)	Provincias	1980-2000	Datos de panel / Mínimos cuadrados generalizados y Método generalizado de momentos (Variables instrumentales)	Productividad	VAB, ocupados, capital público y privado productivo, capital humano (población con estudios medios y superiores, años medio estudio, valor capital humano).	FUNCAS, IVIE
Pablo-Romero y Gómez-Calero (2008a)	Provincias	1990-1999	Datos de panel / Método generalizado de momentos (Variables instrumentales y Efectos fijos)	Productividad	VAB, ocupados, capital público y privado productivo, valor capital humano.	FUNCAS, IVIE
López-Bazo y Moreno (2008)	Regiones	1980-2000	Función de costes translogarítmica ampliada con capital humano, SURE	Productividad	VAB, empleo, salarios, capital privado y su coste, consumos intermedios, años medios de escolarización y población según niveles de formación.	BD.MORES, IVIE
Serrano <i>et al.</i> (2008)	Regiones	1980-2000	Datos de panel / Modelo de regresión no lineal con efecto umbral	PTF	Exportación, importación, inversión directa extranjera, <i>spillovers</i> internacionales de I+D, ocupados industria que han comenzado estudios medios o grado superior, peso sector industrial, índice de especialización e índice de concentración.	INE, IVIE, AEAT
Martín-Mayoral (2008)	Regiones	1960-2004	Datos de panel dinámico / Mínimos cuadrados ordinarios, Intragrupos, GMM en diferencias y GMM system	VAB per cápita	VAB, población, tasa de inversión, % población en edad de trabajar con estudios secundarios.	BBVA, INE, IVIE
Escribá y Murgui (2009a)	Regiones	1980-2003	Datos de panel dinámico / GMM system	Inversión privada	Estima función de inversión estructural, con modelo de ecuación de Euler adaptado para incluir efectos de capital humano e infraestructuras. Considera todos los sectores menos público, residencial y financiero. VAB, empleo, capital privado, salarios, coste uso capital, tasa beneficio, dotación infraestructuras, años medios escolarización población mayor 25 años.	BD.MORES
Ramos <i>et al.</i> (2010)	Provincias	1980-2007	Datos de panel espacial / Máxima verosimilitud	Productividad	PIB, empleo, capital físico, años medios primaria-secundaria-terciaria, retardos espaciales.	INE
Casares <i>et al.</i> (2012)	Provincias	2001	Modelo causal o LISREL (<i>Linear Structural Relations</i>), Análisis por caminos (<i>Path Analysis</i>)	PIB per cápita	Talento (porcentaje de población con estudios universitarios y porcentaje de ocupados en trabajos creativos o supercreativos), Tolerancia (incidencia de la población extranjera, variedad de país de procedencia, nivel de instrucción de los inmigrantes, índice de artistas y de parejas homosexuales) y Tecnología (indicador de alta tecnología, patentes e índice de conectividad hogares). Se calcula también índice general de creatividad a partir de esas tres variables. Asimismo, se considera Territorio (índice de entorno natural y temperatura), Innovación (patentes por millón de habitantes), Amenidades (museos por habitante, índice educativo y cultural, número de representaciones escénicas y cines por habitante) y Universidad (número de titulaciones ofrecidas en cada provincia).	INE, <i>Anuario Económico de España</i> (La Caixa)
Peña <i>et al.</i> (2014)	Regiones	1980-2012	Datos de panel / Mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos	Productividad	Stock de capital privado y público, población con estudios al menos secundarios.	BD.MORES, IVIE

Tabla 10. Estimación Frontera de Producción Estocástica

Autor(es)	Ámbito	Periodo	Tipo frontera	Método estimación	Factores de producción
Prior (1990)	Regiones	1981-1985	No paramétrica	DEA (<i>Data Envelopment Analysis</i> -Análisis envolvente de datos)	Para la industria: VAB, empleo, inversión, deflactor PIB y FBCF; dos grupos CC.AA. (más y menos eficientes).
Gumbau y Maudos (1996)	Regiones	1980-1991	Paramétrica	Aproximación estocástica suponiendo las siguientes distribuciones para el término de ineficiencia: Modelo <i>half</i> normal, normal truncado y exponencial	VAB, empleo, stock de capital privado, tendencia. Se realiza la estimación para 5 sectores: agricultura, energía, industria, construcción y servicios destinados a la venta.
Maudos <i>et al.</i> (1998, 2000a, 2000b)	Regiones	1964-1991; 1964-1993	No paramétrica	DEA, Índice de Malquist	Empleo, stock de capital no residencial, determinantes de la ineficiencia (stock capital público productivo, capital humano, especialización productiva).
Pedraja <i>et al.</i> (1999)	Ramas industriales regionales	1980-1992	Paramétrica y no paramétrica	Estimación función de producción Cobb-Douglas mediante datos de panel con efectos fijos, DEA	Empleo, stock de capital no residencial, stock de capital público. Se estima función de producción para las siguientes ramas: minerales y metales no féreos; minerales no metálicos y sus productos derivados; productos químicos; productos metálicos, máquinas y material eléctrico; material de transporte; productos alimenticios, bebidas y tabaco; productos textiles, cuero y calzado y vestido; papel, artículos de papel e impresión; y productos de industrias diversas.
Gumbau (2000)	Regiones	1964-1993	Paramétrica	Función translog (Modelo <i>half</i> normal)	VAB, empleo, stock de capital privado no residencial. Se estima una función para agricultura, industria, construcción y servicios.
Pedraja <i>et al.</i> (2002)	Regiones	1965-1995	No paramétrica	DEA, Índice de Malquist	Empleo, capital privado no residencial, determinantes crecimiento PTF (capital público productivo, capital humano).
Salinas (2003a, 2003b)	Regiones	1965-1995	No paramétrica	DEA, Índice de Malquist	Empleo, capital privado y capital humano. Se calcula para el total, agricultura, industria, construcción y servicios.
Puig-Junoy y Pinilla (2003)	Regiones	1964-1996	Paramétrica	Estimación función translog, Máxima verosimilitud	VAB, empleo, capital privado y público.
Salinas (2004)	Regiones	1965-1995	No paramétrica	DEA, Índice de Malquist	Empleo, capital privado, capital público y capital humano. Se calcula para el total, agricultura, industria, construcción y servicios.
María-Dolores (2004)	Regiones	1965-1998	No paramétrica	<i>Variable Parameters-Free Disposal Hull</i>	VAB, stock de capital sin construcción residencial, empleo, años medios de estudio.
Rodríguez-Vález y Arias (2004)	Regiones	1980-1998	Paramétrica	Estimación función Cobb-Douglas	VAB sin servicios no venta, stock de capital privado no residencial, capital público no social, empleo privado.
Delgado y Álvarez (2005)	Regiones	1980-1995	Paramétrica	Estimación función Cobb-Douglas mediante datos de panel con efectos fijos.	Stock de capital privado y empleo. Se calcula para el total, agricultura, energía, industria, construcción y servicios destinados a la venta.
Delgado y Álvarez (2007)	Provincias	1970-1998	Paramétrica	Estimación función Cobb-Douglas, Máxima verosimilitud	Stock de capital privado, empleo, vías de alta capacidad, efectos desbordamiento. Se calcula para el total de sectores productivos privados, agricultura, energía, industria, construcción y servicios privados.
Álvarez (2007)	Regiones	1980-1995	Paramétrica	Estimación función Cobb-Douglas mediante frontera estocástica con efectos fijos (FESF), Máxima verosimilitud	VAB, empleo, capital privado productivo, capital privado productivo x utilización capacidad productiva, índice de especialización sectorial.
Zamora y Pena (2007)	Regiones	1986-2001	No paramétrica	DEA, Índice de Malquist	VAB, empleo, capital, insumo energético. Se calcula para sector agrario, industria, energía, construcción y transportes y comunicaciones.
Álvarez y Blázquez (2014)	Provincias	1980-2007	No paramétrica	DEA, Índice de Malquist	PIB, empleo, capital privado, capital público, capital público carreteras, capital usado internamente y exportado.
Badunenko y Romero-Ávila (2014)	Regiones	1980-2003	No paramétrica	DEA, Dinámica de la distribución	Para sector privado productivo. VAB, empleo, stock de capital físico neto, años de escolarización. Se calcula para total industrial, agricultura, manufactura, construcción y servicios.

II. Crecimiento Económico y Convergencia: Una Aplicación para las Regiones Españolas.

1. Introducción

2. Revisión de la Literatura

3. Hechos Estilizados

4. Variables y Fuentes Estadísticas

5. Análisis Clásico de Convergencia

5.1. Convergencia Sigma

5.2. Convergencia Beta Absoluta

6. Modelo a Estimar y Estrategia Econométrica

7. Resultados

7.1. Estimación Base

7.2. Estimación con *Proxies* Alternativas de Inversión

7.3. Estimación con *Proxies* Alternativas de Capital Humano

7.4. Efectos de las Competencias de las CC.AA.

7.5. Efectos de la Política Fiscal

7.6. Efectos de la Innovación

7.7. Efectos del Emprendimiento

7.8. Efectos de la Apertura Comercial

7.9. Efectos de la Economía Sumergida

8. Conclusiones

Referencias

Figuras

Tablas

Anexo I. Variables y Fuentes Estadísticas

1. Introducción

La aprobación de la Constitución Española (CE) en 1978 supuso el inicio del desarrollo del Estado de las Autonomías, con la creación de diecisiete Comunidades Autónomas (CC.AA.), proceso que se llevó a cabo, en su mayor parte, en el periodo 1979-1983, y que terminó en 1995, cuando Ceuta y Melilla se convirtieron en ciudades autónomas.

Estas CC.AA. se caracterizan por tener una dimensión geográfica, población y nivel de renta muy heterogéneos. En este sentido, cabe resaltar, entre otros aspectos, que hay dos CC.AA. insulares y siete CC.AA. son uniprovinciales; entre las regiones más ricas se encuentran País Vasco y Cataluña, que tuvieron una industrialización más temprana, y Madrid, que se favorece de la centralidad; otro elemento diferencial lo constituye la cercanía a los ejes europeos, o ser de litoral o de interior.

Este proceso de descentralización supuso la transferencia de competencias desde el gobierno central a los regionales. No obstante, no todas las CC.AA. tienen las mismas competencias asumidas, y además la transferencia de competencias se ha producido a ritmos distintos. Hay que distinguir entre las Comunidades que se acogieron al artículo 143 de la Constitución Española, las del art. 151 CE y las forales. Las del art. 143 CE¹ en un primer momento asumieron las competencias comunes, como el fomento del desarrollo económico, obras públicas, regulación económica, cultura y servicios sociales, pero no la educación y la sanidad. En cambio, las del art. 151 CE², pensado para las nacionalidades históricas, accedieron a un mayor nivel competencial antes, así como las forales³, que tienen además un régimen económico propio.

De forma resumida, el proceso de descentralización discurrió así. En la primera mitad de la década de los ochenta, se produjo un rápido proceso de traspaso, y algunas de las Comunidades de la vía rápida ya gestionaban las competencias de educación no universitaria (País Vasco, Cataluña, Andalucía, C. Valenciana, Galicia y Canarias), y sanidad (Cataluña, Andalucía), y todas las Comunidades habían recibido los traspasos de las competencias comunes. En la segunda mitad de los ochenta se completó el proceso de traspaso de la educación y la sanidad a las Comunidades del art. 151. En la segunda mitad de los noventa el proceso recibió un nuevo impulso, sobre todo porque la educación

¹ Aragón, Asturias, Baleares, Cantabria, Castilla-La Mancha, Castilla y León, Extremadura, La Rioja, Madrid y Murcia.

² Andalucía, Cataluña, Canarias, Comunidad Valenciana y Galicia.

³ Navarra y País Vasco.

(primero la universitaria y luego el resto) fue traspasada también a las Comunidades del art. 143; a esta competencia se añadieron también otros traspasos, como la gestión del Instituto Nacional de Empleo por algunas Comunidades (Galicia, Cataluña, C. Valenciana, Navarra y Canarias). A partir de 2002, con la descentralización de la sanidad a las CC.AA. del art. 143 y las políticas activas de empleo, se produce una sustancial homogeneidad competencial entre todas las CC.AA.

De este modo, las grandes funciones de gasto están repartidas entre los distintos niveles de gobierno. La Administración central se ocupa fundamentalmente de la defensa, la seguridad social y las prestaciones de desempleo, y la Administración autonómica de la sanidad, educación y cultura, vivienda y servicios sociales. En las infraestructuras públicas las competencias son compartidas entre ambas y las corporaciones locales. En relación al fomento de la actividad económica, las Comunidades Autónomas tienen en gran medida la competencia exclusiva, aunque el Estado dispone de una competencia transversal, la relativa a las bases y la coordinación de la planificación general de la actividad económica⁴. Además, desde la entrada de España en la Comunidad Económica Europea (actual Unión Europea, UE) en 1986, las instituciones comunitarias también asumieron competencias, tanto estatales como regionales, estableciendo políticas sobre materias de competencia regional, limitando la función reguladora de éstas y prohibiendo las ayudas estatales para empresas. De este modo, la política económica que afecta a las CC.AA. se lleva a cabo en tres niveles: UE, Estado y CC.AA.

Desde el punto de vista de los ingresos, también se asiste a una asimetría entre las CC.AA. Así, el País Vasco y Navarra mantuvieron sus instituciones fiscales propias, bajo el régimen foral. Estas regiones pueden ingresar y regular, con límites, los impuestos concertados y pagan al gobierno central una cantidad (cupó) para contribuir a financiar funciones como la defensa o las relaciones exteriores, que son competencia exclusiva del Estado. El resto, las CC.AA. de régimen común, están sujetas al sistema de financiación. Éste ha ido modificándose con el paso del tiempo, especialmente desde 1996. Hasta entonces, las CC.AA. se financiaban principalmente mediante transferencias estatales. A partir de 1996, se cede parte de la recaudación de determinados tributos y se dejó cierta capacidad normativa sobre algunos de ellos.

Este proceso de descentralización tiene sus defensores y detractores. Entre los que lo apoyan, se destacan las ganancias potenciales de eficiencia en la provisión de bienes

⁴ Art. 149.1.13a de la Constitución Española.

públicos por parte de los gobiernos subnacionales. Frente a éstos, el principal argumento económico contra el federalismo fiscal es que, a menos que sea combinado con subvenciones compensatorias, provocará aumentos de las desigualdades regionales, al reducirse la redistribución interregional. Al estar los ingresos descentralizados, las regiones más ricas tendrán más recursos para financiarse que las menos desarrolladas. Otro aspecto negativo que resaltan es que pueden surgir problemas de inestabilidad macroeconómica si no existe un control presupuestario adecuado. La evidencia empírica disponible, no obstante, no es unánime.

Este trabajo pretende realizar una contribución en este campo, estudiando los posibles efectos que el proceso de descentralización ha tenido sobre la evolución de la convergencia del PIB per cápita entre las regiones españolas desde la configuración del Estado de las Autonomías, en 1980, hasta la actualidad. Ésa es la variable más utilizada en los estudios empíricos para “aproximar” el nivel de vida. Para ello, en primer lugar, se efectuará un análisis clásico de convergencia, al objeto de contrastar si se ha producido un acercamiento entre las regiones, mediante el cálculo de la convergencia sigma y la convergencia beta absoluta. Posteriormente, la investigación se centrará en la estimación de la convergencia beta condicionada, mediante un modelo híbrido que incluye a las variables clásicas del modelo de Solow (1956), junto a otros determinantes del crecimiento a largo plazo propuestos por los modelos de crecimiento endógeno sobre los que las Comunidades Autónomas han podido adoptar medidas de política económica, para valorar si explican el crecimiento del PIB per cápita y en qué sentido, y si existe un comportamiento diferencial a nivel regional. Asimismo, se han considerado indicadores de nivel competencial para comprobar si las CC.AA. con mayor autonomía han mostrado un mayor crecimiento relativo de su nivel de vida, y esto ha podido favorecer el proceso de convergencia.

El foco de atención son las políticas económicas estructurales o de oferta, que engloban aquellas medidas que inciden en las estructuras productivas y en la dotación de factores para la producción, y que afectan, por tanto, a los fundamentos que determinan el crecimiento a largo plazo. Éstas se desarrollan de manera compartida por el Gobierno Central y, especialmente, por las Comunidades Autónomas. En particular, los gobiernos regionales pueden actuar sobre factores productivos como la investigación, el desarrollo y la innovación, la cualificación del capital humano, la dotación de capital productivo, el fomento del espíritu empresarial y la capacidad emprendedora, y la apertura comercial.

Adicionalmente, pueden actuar en el ámbito sectorial, reorientando la especialización productiva, de forma que ganen peso aquellas actividades generadoras de mayor valor añadido, al tiempo que se mejora la productividad y la competitividad de los sectores más tradicionales. Los resultados obtenidos en nuestras estimaciones pueden arrojar luz sobre su efectividad y contribución a la equidad, al objeto de detectar carencias que requieran recomendaciones de política económica.

La política económica coyuntural, que actúa sobre los niveles de la demanda agregada a través de tres vertientes (la política monetaria, la política fiscal y la política de rentas), en el marco de competencias definido por la Constitución Española y los Tratados Europeos, corresponde al Gobierno de la Nación y al Banco Central Europeo, y por tanto las Comunidades Autónomas no pueden influir directamente sobre ese tipo de políticas.

El trabajo se estructura de la manera siguiente. En la sección segunda se realizará un breve recorrido por las principales aportaciones académicas al tema de la convergencia y el crecimiento económico, y a sus determinantes. En la sección tercera se resaltarán algunos hechos estilizados de la evolución de la economía española y de las CC.AA. en el periodo considerado (1980-2014). En la sección cuarta se analizará en detalle la base de datos utilizada, especificándose las fuentes estadísticas consultadas y las variables objeto de interés. En la sección quinta nos centraremos en el estudio clásico de la convergencia, mediante el cálculo de la convergencia sigma y la convergencia beta absoluta, lo que permitirá concluir si se ha producido un proceso de reducción de las disparidades entre las regiones españolas o, si por el contrario, el estancamiento ha sido la característica común de este proceso. Posteriormente, se dedicará la sección sexta a comentar la ecuación genérica de crecimiento a estimar, en línea con la propuesta por Durlauf *et al.* (2005), para contrastar la existencia de convergencia beta condicionada, y la estrategia econométrica, que consistirá en estimar el Método Generalizado de Momentos para paneles dinámicos multivariantes (*GMM system*), efectuándose una comparación de los resultados obtenidos con los proporcionados por la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y efectos fijos (EF). Se va a utilizar un panel de datos dinámico, considerándose cada observación como un promedio de cinco años, para evitar los efectos del ciclo económico. En la sección séptima se comentarán los principales resultados obtenidos en nuestro trabajo; mientras que la sección octava recoge las principales conclusiones que se pueden extraer sobre el proceso de convergencia para las regiones españolas.

2. Revisión de la Literatura

En esta sección, se realizará un breve recorrido por las principales aportaciones sobre la convergencia beta condicionada, centrándonos en el modelo de crecimiento teórico objeto de interés y los factores determinantes del crecimiento.

Respecto al modelo de crecimiento teórico, se distinguen dos grandes líneas de análisis⁵. Por un lado, los modelos de corte neoclásico, derivados de los trabajos realizados por Solow (1956) y Swan (1956). Los supuestos básicos de este modelo son: rendimientos de escala decrecientes, productividad marginal decreciente, progreso técnico exógeno y sustituibilidad entre trabajo y capital; considerándose la tasa de inversión o de ahorro como el determinante fundamental del crecimiento económico a corto plazo. Considerando como exógenas la tasa de ahorro, el crecimiento de la población y el cambio tecnológico, este modelo predice la convergencia a largo plazo de los países a su estado estacionario. Solow (1957) descompone el crecimiento económico en varios componentes, asociados a la acumulación de capital y trabajo, así como el conocido como “residuo de Solow”, que hace referencia al progreso tecnológico. Solow obtiene que la mera acumulación de factores no explica el crecimiento a largo plazo, ya que el “residuo” representa el 87,5% del crecimiento no explicado en su modelo estimado.

Otro trabajo importante es el de Mankiw *et al.* (1992), que desarrolla de forma teórica el modelo de Solow diferenciando entre el capital físico y el capital humano, que se comporta como variable de control adicional. Desde entonces, numerosos autores han utilizado esta metodología, extendiendo la versión del modelo neoclásico estándar para estudiar la significatividad de la contribución al crecimiento de otra serie de factores, como la seguridad y estabilidad política, la calidad del sector público, el desarrollo de los mercados financieros, el grado de apertura de la economía, etc.

⁵ Con menor relevancia, cabe citar, dentro de las teorías de divergencia regional, la teoría de la causación circular acumulativa de Myrdal (1957) y Kaldor (1970). Básicamente, sostienen que las condiciones iniciales determinan el crecimiento económico de un país de manera continuada e incremental, de forma que si existen desigualdades entre países, éstas se mantendrán en el tiempo. Estas teorías usan conceptos como economías de aglomeración, polos de crecimiento o ventaja comparativa para explicar la divergencia. El trabajo empírico en este sentido, no obstante, casi se ha limitado a contrastar la ley de Verdoorn, siendo ejemplos destacables McCombie y de Ridder (1984), Harris y Lau (1998), Leon-Ledesma (1999, 2000) y McCombie y Roberts (2007).

Otra línea a tener en cuenta es la nueva geografía económica –véanse Krugman (1991), Fujita *et al.* (1999) y Fujita y Mori (2005) para una revisión de la literatura sobre el tema–, que otorga al territorio un papel esencial, poniéndose el énfasis en estos modelos en los flujos comerciales y la localización industrial. Baldwin y Forslid (2000) y Díez-Minguela *et al.* (2014), para el caso de las regiones españolas antes de la guerra civil, son ejemplos en esta línea.

También se ha ampliado el modelo de Solow para tener en cuenta variables espaciales, como hacen por ejemplo Anselin (1988), Le Sage y Pace (2009)⁶, Fischer (2011) y De Dominicis (2014)⁷.

Por otro lado, y como respuesta a la falta de explicación por los modelos de Solow (1956) y Swan (1956) al aumento de las disparidades de renta en el mundo puesto de relieve por la evidencia empírica, surgieron los denominados modelos de crecimiento endógeno. Éstos nacen a partir de los trabajos de Romer (1986), Lucas (1988), Grossman y Helpman (1991) y Aghion y Howitt (1992), que desarrollan modelos formales que consideran como motores del crecimiento económico a la mejora técnica y la innovación industrial, y que predicen la divergencia entre países, al considerar que la función de producción presenta rendimientos constantes o crecientes a escala.

A pesar de todas estas propuestas, no existe una teoría unificadora o de consenso sobre el crecimiento económico⁸. Por ello, un significativo número de investigaciones empíricas han usado diferentes puntos de vista conceptuales y metodológicos, centrándose en variables explicativas muy diversas, y han ofrecido fuentes alternativas de crecimiento económico. Esta corriente fue iniciada por Kormendi y Meguire (1985), Grier y Tullock (1989) y, sobre todo, Barro (1991). En este campo ha sido esencial poder contar con técnicas econométricas más avanzadas y bases de datos más amplias, como, por ejemplo, las Penn World Tables, de Summers y Heston (1991), a nivel internacional, o la BD.MORES, de De Bustos *et al.* (2008), para el caso de España.

Como resultado de esos análisis se encuentran, a veces, conclusiones contradictorias. Una posible explicación que se ha señalado en la literatura sobre crecimiento es el problema de la endogeneidad; esto es, que las variables explicativas no sean exógenas, sino que estén determinadas conjuntamente con la tasa de crecimiento, sea porque éstas a su vez dependen de la tasa de crecimiento, o porque sean causadas por una tercera variable no considerada en el análisis (problema de variable omitida).

En suma, el problema de la incertidumbre sobre el modelo es central en los estudios empíricos sobre crecimiento económico, como señalan Rockey y Temple (2015). En este

⁶ Véase este trabajo para una revisión de esta aproximación.

⁷ Este trabajo realiza una aplicación empírica para las regiones europeas.

⁸ Algunos autores han intentado contrastar qué modelo, tipo Solow o Lucas, se adapta mejor a la evidencia empírica, como Arnold *et al.* (2011) para los países de la OCDE. Estos autores concluyen que el proceso de crecimiento de los países de la OCDE, en el periodo de treinta años considerado, es más consistente con un proceso de crecimiento endógeno, en el que la acumulación de capital humano puede tener un efecto persistente sobre el crecimiento.

sentido, Raftery (1995), Raftery *et al.* (1997), Brock y Durlauf (2001), Fernández *et al.* (2001) y Sala-i-Martin *et al.* (2004) proponen utilizar técnicas bayesianas de promediado de modelos⁹, introduciendo potenciales determinantes del crecimiento para obtener cuáles tienen mayor probabilidad de afectar al mismo. Este procedimiento, no obstante, ha sido cuestionado, tanto teóricamente como empíricamente, por autores como Hendry y Krolzig (2004) y Hoover y Pérez (2004), que muestran que realmente solo es necesaria una única regresión con el modelo apropiado, aplicando una aproximación de lo general a lo específico. Ciccone y Jarociński (2010), por su parte, argumentan que el modelo promediado bayesiano es demasiado sensible a pequeños cambios en la variable dependiente, como es el caso de las sucesivas actualizaciones de la Penn World Table (PWT), base de datos utilizada en la mayor parte de los estudios empíricos recientes; por ello, recomiendan utilizar un menor número de potenciales determinantes del crecimiento, para disminuir la sensibilidad de los resultados¹⁰. Durlauf *et al.* (2008), por su parte, encuentran evidencia de que variables neoclásicas (renta inicial, inversión y crecimiento de la población) e indicadores de política macroeconómica¹¹ resultan determinantes del crecimiento, mientras que hallan poca evidencia a favor de la geografía, las instituciones, la religión o la segmentación étnica, variables adicionales que se han considerado.

Teniendo en cuenta todas estas consideraciones teóricas y empíricas, en la aplicación empírica del presente trabajo se optará por una visión mixta, incluyendo variables clásicas del modelo de Solow, junto a otros determinantes del crecimiento que se han señalado en la literatura y que podrían ser afectados por las políticas económicas llevadas a cabo por las Comunidades Autónomas. De todos esos factores realizaremos un breve repaso a continuación para situar nuestra contribución.

Los cuatro determinantes del crecimiento económico que se consideran en el marco del modelo de Solow ampliado son la renta inicial, las tasas de inversión en capital físico y humano, y el crecimiento de la población.

⁹ Nos referimos al *Bayesian Model Averaging* (BMA). Para una revisión, véase Moral-Benito (2010). Brock *et al.* (2003) y Durlauf *et al.* (2008) apoyan contrastar las teorías económicas más que variables concretas. Ley y Steele (2007, 2009) y Doppelhofer y Weeks (2009) intentan cuantificar el grado en el que los determinantes del desarrollo afectan conjuntamente al crecimiento. Doppelhofer y Weeks (2011) analizan la robustez de los determinantes del crecimiento. Mirestean y Tsangarides (2009) utilizan una metodología BMA con información limitada para afrontar la incertidumbre del modelo en el contexto de un modelo de crecimiento de datos de panel dinámico con regresores endógenos. Magnus *et al.* (2010) comparan diferentes técnicas de BMA. León-González y Montolio (2004, 2015) y Moral-Benito (2012) amplían el análisis usando datos de panel. Por último, Crespo-Cuaresma *et al.* (2014) introducen además efectos espaciales.

¹⁰ En igual línea, véase Moral-Benito (2012).

¹¹ En concreto, consideran el grado de apertura comercial, la tasa de inflación y el peso del consumo público en el PIB.

Por lo que respecta a la población, se considera que un incremento de la misma aumenta la cantidad de trabajo disponible, elevando el nivel del PIB y su tasa de crecimiento en el estado estacionario. Por otro lado, reduce el stock de capital físico por trabajador y, por tanto, también disminuye la productividad en el estado estacionario. El efecto conjunto, según Solow (1956), es negativo, de manera que un mayor crecimiento de la población sería negativo para el crecimiento económico. A nivel empírico, se han estudiado los efectos del crecimiento de la población, junto a otras tendencias demográficas, como la densidad poblacional, las migraciones o la estructura por edad¹², con resultados no concluyentes sobre si tiene efectos positivos o negativos. A nivel de CC.AA. españolas, Martín-Mayoral y Garcimartín (2009) sostienen que la población es la principal responsable de los procesos de acercamiento entre los estados estacionarios de las CC.AA.¹³, si bien los trabajos que analizan el efecto de esta variable sobre la convergencia regional en España son escasos y se refieren principalmente a los flujos migratorios entre regiones¹⁴.

Otro de los principales determinantes del crecimiento económico según el modelo de Solow es la inversión o tasa de ahorro. Entre otros, encuentran una positiva y significativa interrelación entre ambos, Kormendi y Meguire (1985), DeLong y Summers (1991), Levine y Renelt (1992), Mankiw *et al.* (1992), Auerbach *et al.* (1994), Islam (1995), Barro y Sala-i-Martin (1995), Caselli *et al.* (1996), Sala-i-Martin (1997), Temple (1998), Jalilian y Odedokun (2000), Bond *et al.* (2001), Podrecca y Carmeci (2001) y, más recientemente, Bond *et al.* (2010). Entre los autores que no han encontrado evidencia empírica de esta relación, se encuentran Jones (1995a), Blomström *et al.* (1996) y Attanasio *et al.* (2000). Dort *et al.* (2014) analizan la interacción entre la inversión y la calidad institucional sobre el crecimiento económico, obteniendo un impacto positivo de la inversión sólo en aquellos países con un marco institucional de calidad, mientras que dicho impacto es insignificante en países con instituciones débiles.

¹² Véanse Kormendi y Meguire (1985), Kelley y Schmidt (1995), Barro (1997), Bloom y Williamson (1998), Beaudry y Collard (2003), Kelley y Schmidt (2005), Bloom y Canning (2005), Prskawetz y Lindh (2007) y Bloom *et al.* (2010). Feyrer (2007) estima que las diferentes estructuras demográficas pueden explicar en torno a un cuarto de la brecha persistente de productividad entre la OCDE y los países de menor renta, y parte de la divergencia en productividad observada entre 1960 y 1990. Huber y Tondl (2012) sostienen que la migración en Europa no ha favorecido la convergencia.

¹³ A la misma conclusión llegan Martín-Mayoral y Garcimartín (2013), teniendo en consideración adicionalmente los efectos espaciales.

¹⁴ Véanse Dolado *et al.* (1994), Raymond y García-Greciano (1996), Lamo (2000), Maza (2006), Conde-Ruiz *et al.* (2008), Hierro y Maza (2010a, b), Minondo *et al.* (2013) y Fernández-Leiceaga *et al.* (2013).

El capital humano es un concepto que se refiere al proceso de adquisición de conocimientos y “know-how” por parte de los trabajadores a través de la educación y la formación¹⁵. En la mayor parte de los estudios, como en los de Barro y Sala-i-Martin (1995), Hanushek y Kimko (2000), Hanushek y Woessmann (2011), Barro (2013) y Hanushek (2015), se han utilizado como *proxies* de la calidad del capital humano los años medios de estudio, los resultados del proyecto PISA realizado por la OCDE, o la proporción de ocupados con estudios secundarios o superiores. Barro (1991), Mankiw *et al.* (1992) y Durlauf y Johnson (1995) fueron de los primeros en encontrar una vinculación positiva entre educación y crecimiento. Posteriormente, aparecieron autores que cuestionaron estos resultados, como por ejemplo Levine y Renelt (1992), Barro y Lee (1993)¹⁶, Benhabib y Spiegel (1994)¹⁷, Islam (1995), Caselli *et al.* (1996) y Pritchett (2001). Estas discrepancias, no obstante, han sido atribuidas a la existencia de errores de medición, entre otros, por De la Fuente y Ciccone (2003)¹⁸ y De la Fuente y Doménech (2006b). También se ha estudiado la complementariedad entre el capital humano y la apertura comercial sobre el crecimiento, siendo ejemplos representativos los trabajos de Isaksson (2002), Sonmez y Sener (2009) y Soukiazis y Antunes (2012).

Con datos de las Comunidades Autónomas españolas, Serrano (1998), Gorostiaga (1999) y Balmaseda y Melguizo (2007) obtienen una contribución negativa del capital humano al crecimiento. Por su parte, entre los artículos que sí apoyan la importancia del capital humano en el proceso de convergencia se encuentran Pérez y Serrano (2000), Freire-Serén (2003), De la Fuente *et al.* (2003), De la Fuente (2004), Pablo-Romero y Gómez-Calero (2008) y Peña *et al.* (2014). Ramos *et al.* (2010) consideran la posible existencia de efectos desbordamiento, no encontrando *spillovers* positivos del capital humano entre regiones. Otros autores han estudiado la interacción entre el capital humano y el capital público, como María-Dolores y Puigcerver (2005), De la Fuente y Doménech (2006a) y Escribá y Murgui (2009). Serrano *et al.* (2005) estiman los efectos del capital humano y la apertura, y su interacción, obteniendo que tanto el capital humano como la apertura comercial tienen una influencia positiva en la PTF de las regiones españolas.

¹⁵ Di Liberto (2007) concluye que tanto el modelo de Solow como los de crecimiento endógeno son válidos para estimar la positiva contribución del capital humano al crecimiento, como señala la mayor parte de la evidencia empírica.

¹⁶ Estos autores proporcionan datos homogéneos para un gran número de países. La más reciente actualización se encuentra en Barro y Lee (2013). Otra serie alternativa es la de Cohen y Soto (2007). Para 22 países de la OCDE, véase De la Fuente y Doménech (2014).

¹⁷ En Benhabib y Spiegel (2005) introducen, además del capital humano, la difusión tecnológica.

¹⁸ Estos autores recogen una extensa revisión de la literatura empírica. Para otras revisiones, véanse, entre otros, Hanushek (2013), Benos y Zotou (2014) y De la Fuente (2015a).

Morales y Pérez (2007) analizan la convergencia en capital humano entre las regiones españolas, comprobando si influye el hecho de ser una de las CC.AA. que accedieron a las competencias educativas por la vía del artículo 151 de la Constitución. Obtienen que ha habido un significativo proceso de convergencia en la tasa de población que ha concluido por lo menos los estudios medios, pero no tanto en los que han terminado los estudios superiores. Este trabajo demuestra que en este proceso de convergencia no ha influido la distinta forma de acceder a las competencias educativas por parte de las distintas regiones, salvo en el caso de los estudios superiores, en los que se observa que, por un lado, han convergido las CC.AA. de techo competencial alto y, por otro lado, el resto.

Por lo que respecta al resto de determinantes del crecimiento propuestos por la literatura empírica, una revisión muy conocida se debe a Durlauf *et al.* (2005). Estos autores recogen 43 teorías sobre el crecimiento diferentes y 145 regresores distintos que se han encontrado significativos en algún estudio sobre la materia. A continuación, haremos referencia sólo a las variables que van a ser objeto de estimación para las Comunidades Autónomas: actuación del sector público, I+D e innovación, emprendimiento, apertura comercial y calidad institucional.

Entre las corrientes que analizan la actuación del sector público y su efecto sobre el crecimiento económico y la convergencia, nos vamos a referir a tres. La primera se ha centrado en el capital o inversión pública, ya sea total, o diferenciando entre infraestructuras y aspectos sociales (educación y sanidad, fundamentalmente). Una segunda línea estudia cómo repercute la política fiscal, a través de la utilización de los impuestos, el gasto público o las transferencias. Por último, otra línea importante se ha dedicado a analizar los efectos de la descentralización fiscal.

Hay autores que, siguiendo a Aschauer (1989), se han centrado en la importancia del capital público¹⁹, y otros más concretamente en el papel de las infraestructuras²⁰. Con datos de las CC.AA. existe evidencia empírica que muestra una aportación significativa y positiva de la inversión, tanto pública como privada, en Álvarez y Barbero (2013). En el caso del capital público, encuentran un impacto positivo Mas *et al.* (1993, 1994, 1995, 1996 y 1998), Moreno *et al.* (1997), De la Fuente (2001, 2008a), Alonso y Freire-Serén (2001, 2002), Mas y Maudos (2004), Pereira y Roca-Sagalés (2003, 2007), Peña (2008), Rodríguez-Vález *et al.* (2009), Alañón y Gómez-Antonio (2011) y Boscá *et al.* (2011).

¹⁹ Díaz y Martínez-López (2005) realizan una revisión de las principales aportaciones sobre el tema.

²⁰ Para una revisión de la literatura, véanse Romp y de Haan (2005), Straub (2008), Hamalainen (2009), De la Fuente (2010) y Boscá *et al.* (2010).

Más específicamente, obtienen una contribución positiva de las infraestructuras de transporte, autores como Roca-Sagalés y Sala (2006); de las carreteras, Delgado y Álvarez (2001), Gómez-Antonio (2001), Álvarez *et al.* (2003), Cantos *et al.* (2005) y Álvarez *et al.* (2012); y del ferrocarril de alta velocidad, Chen y de Abreu (2014). Por lo que respecta a los trabajos donde la inversión pública no resulta significativa, destacan Dolado *et al.* (1994), Gorostiaga (1999) y María-Dolores y Puigcerver (2005); siendo incluso negativa en el caso de Dabán y Lamo (1999), Escot y Galindo (2000) y González-Páramo y Martínez-López (2003).

Por otro lado, la política fiscal puede afectar al crecimiento económico a través de los impuestos o el gasto público²¹. Adam y Bevan (2005), Lee y Gordon (2005), Romero-Ávila y Strauch (2008), Arnold *et al.* (2011) y Gemmell *et al.* (2011, 2014a), entre otros, se han centrado en la política impositiva y sus efectos sobre el nivel o crecimiento del PIB. Otros trabajos han analizado el gasto público, bien sea total, o diferenciando por diferentes funciones, siendo ejemplos relevantes en este sentido Kormendi y Meguire (1985), Barro (1990, 1991), Castles y Dowrick (1990), Easterly y Rebelo (1993), Gramlich (1994), Cashin (1995), De la Fuente (1997), Kneller *et al.* (1999), Cassou y Lansing (1999), Folster y Henrekson (2001), Bleaney *et al.* (2001), Doménech y García (2002), Nijkamp y Poot (2004), Benos (2009) y Bergh y Henrekson (2011). Este último trabajo, para países de la UE, encuentra que el gasto público en infraestructuras y la protección de los derechos de la propiedad tienen un impacto positivo sobre el crecimiento, que los impuestos distorsionadores deprimen el crecimiento, y que el gasto en actividades que mejoran el capital humano y la protección social no presentan un efecto significativo²². Más recientemente Gemmell *et al.* (2014b), para el caso de países de la OCDE, concluyen que reasignar gasto hacia infraestructuras y educación sería positivo para los niveles de renta a largo plazo. Afonso y Jalles (2014) estiman un impacto negativo del gasto en servicios sociales y bienestar, y positivo del gasto en educación y sanidad, para un amplio grupo de países desarrollados y en desarrollo. Por su parte, Butkiewicz y Yanikkaya (2011) destacan el papel de las instituciones; en concreto, cómo la efectividad del gobierno en los países en desarrollo influye en la productividad del gasto público, recomendando a estos países limitar el gasto público y aumentar la inversión en infraestructuras.

²¹ Zagler y Durnecker (2003) recogen una revisión de la literatura relevante en este campo.

²² No obstante, cuando tienen en cuenta la heterogeneidad de los coeficientes entre países junto con las no linealidades, y desagregan más el gasto público, sí obtienen que los gastos en educación, defensa y protección social impulsan el crecimiento.

Para el caso de las Comunidades Autónomas españolas, Bajo-Rubio *et al.* (1999) y Bajo-Rubio y Díaz (2003) estudian los efectos de las transferencias, obteniendo un efecto positivo sólo en el caso de las regiones más pobres. Martínez-López (2005) muestra que el consumo público afecta negativamente al crecimiento, mientras que la inversión pública tiene un efecto positivo, aunque no siempre significativo; y los impuestos y beneficios sociales frenan el crecimiento de la productividad. Álvarez y Barbero (2013) obtienen que los ingresos impositivos afectan positivamente a la cohesión en las provincias con menor renta, pero intensifican las disparidades en las de renta alta. Como resultado, concluyen que las políticas fiscales afectan al crecimiento económico y a la cohesión regional de formas diferentes y a veces contrapuestas. Por último, Villaverde *et al.* (2014) apuntan que los flujos fiscales interpersonales impulsaron ligeramente el crecimiento, y significativamente la convergencia, entre las provincias españolas.

También se han utilizado modelos de crecimiento para analizar la vinculación entre deuda pública y crecimiento, obteniéndose en general que un mayor nivel de deuda pública conlleva menores ritmos de crecimiento²³. Ejemplos en este sentido son Saint-Paul (1992), Aizenman *et al.* (2007), Caner *et al.* (2010), Checherita y Rother (2012), Cecchetti *et al.* (2012), Ursua y Wilson (2012), Panizza y Presbitero (2013), Baum *et al.* (2013), Égert (2015) y Woo y Komar (2015).

Otro de los determinantes del crecimiento y la convergencia que se ha analizado es la descentralización²⁴. Rodden (2004) clasifica la descentralización atendiendo a tres aspectos: descentralización fiscal, según los datos de ingresos y gastos; descentralización administrativa, según el poder de los gobiernos subcentrales para llevar a cabo competencias propias o compartidas con el gobierno central; y descentralización política, según la autonomía para elegir a sus representantes políticos. A nivel empírico, la mayor parte de la literatura se ha centrado en el primer aspecto, la descentralización fiscal, correspondiendo los primeros trabajos a Oates (1985), Davoodi y Zou (1998) y Rodríguez-Posé (1996)²⁵. Rodríguez-Posé y Gill (2005) señalan que la descentralización puede tener

²³ Véase Reinhart *et al.* (2012) para una revisión de la literatura en este campo.

²⁴ Para revisiones recientes de la literatura empírica al respecto, véanse Breuss y Eller (2004), Esteban *et al.* (2011), Martínez-Vazquez (2011), Baskaran *et al.* (2014) y Martínez-Vazquez *et al.* (2015).

²⁵ Este autor encuentra que, al menos en los primeros momentos (utiliza datos hasta el año 1991), el desarrollo del Estado de las Autonomías tuvo un ligero efecto positivo en el crecimiento económico de las regiones que consiguieron un mayor nivel de autonomía. Compara las tasas de crecimiento del periodo 1985-1991, en el que ya está en proceso la cesión de competencias, con el periodo 1962-1969, de centralización, diferenciando entre regiones forales, del art. 143 y del art. 151, y condicionando por el peso del turismo y la inversión directa extranjera per cápita, factores que beneficiaron el crecimiento en esos años, tras la entrada

implicaciones tanto positivas como negativas. Entre estas últimas, cabe citar, según la evidencia empírica internacional, las limitaciones en eficiencia, problemas de equidad y trabas institucionales. Los indicadores más utilizados como *proxies* han sido el porcentaje de ingresos recaudados en el ámbito subcentral, el porcentaje de gasto realizado respecto al total de las administraciones en dicho territorio, las transferencias nacionales en el ámbito subcentral, e incluso el número y tamaño de las entidades autónomas.

La vinculación entre descentralización fiscal y crecimiento se ha estudiado tanto entre distintos grupos de países²⁶, como dentro de un mismo país²⁷. A este respecto, no existe consenso sobre la significatividad y el signo del efecto de la descentralización fiscal sobre el crecimiento. Entre los trabajos que no encuentran relación, podemos citar los de Woller y Phillips (1998), Davoodi y Zou (1998), Yilmaz (1999), Martinez-Vazquez y McNab (2003, 2006), Thornton (2007), Rodríguez-Pose y Kroijer (2009), Rodríguez-Pose y Ezcurra (2011), Nguyen and Anwar (2011) y Baskaran y Feld (2013); y para el caso de sólo un país, Zhang y Zou (1998, 2001), Stegarescu *et al.* (2002), Kanbur y Zhang (2005), Silva (2005), Bonet (2006) y Qiao *et al.* (2008). El resto de trabajos sí que parece encontrar una asociación positiva entre mayor descentralización y crecimiento. Cuando diferencian entre ingresos y gastos, Gemmell *et al.* (2013), considerando países de la OCDE, obtienen que la descentralización del gasto se ha asociado a un menor crecimiento económico, mientras que la descentralización de ingresos a un mayor crecimiento. Confirman así la hipótesis de Oates, sugiriendo reducir la descentralización de los gastos y aumentar la de los ingresos, ya que esto elevaría el crecimiento.

Entre las explicaciones que se han aportado para justificar estos resultados contrapuestos está la utilización de variables básicas, periodos temporales y metodologías diferentes. Así, las metodologías de sección cruzada, series temporales y datos de panel

en la Comunidad Económica Europea. En cualquier caso, se apuntaba que era demasiado pronto para poder concluir si este efecto positivo tenía un carácter temporal o duradero.

²⁶ Entre otros, Woller y Phillips (1998), Yilmaz (1999), Thießen (2000, 2003, 2005), Iimi (2005), Thornton (2007), Rodríguez-Pose y Kroijer (2009), Benos (2009), Bodman (2011), Baskaran y Feld (2013) y Gemmell *et al.* (2013).

²⁷ Ejemplos en este sentido son los siguientes que apuntamos. Para China, Zhang y Zou (1998, 2001), Lin y Liu (2000), Jin *et al.* (2005), Jin y Zou (2005) y Qiao *et al.* (2008). Para Estados Unidos, Xie *et al.* (1999), Akai y Sakata (2002), Akai *et al.* (2007) y Akai y Hosio (2009). Para Alemania, Stegarescu *et al.* (2002). Para la India, Zhang y Zou (2001). Para Italia, Calamai (2009). Para Colombia, Bonet (2006). Para Suiza, Feld *et al.* (2005). Para Rusia, Freinkman y Yossifov (1999) y Desai *et al.* (2003). Para España, Agúndez (2002), Rodríguez-Pose y Bwire (2004), Solé-Ollé y Esteller-Moré (2005), Esteban (2006), Gil-Serrate y López-Laborda (2006), Gil-Serrate (2007), Carrión-i-Silvestre *et al.* (2008), Cantarero y Pérez (2009) y Gil-Serrate *et al.* (2011). Para Pakistán, Malik *et al.* (2006), Faridi (2011) e Iqbal *et al.* (2013), con estos últimos introduciendo el papel de las instituciones adicionalmente. Para Vietnam, Nguyen y Anwar (2011). Para Irán, Samimi *et al.* (2010). Finalmente, para Filipinas, Silva (2005).

pueden presentar problemas para la correcta especificación de la ecuación y de presencia de endogeneidad, que afectarían a los resultados obtenidos.

Por otro lado, el indicador de descentralización fiscal más utilizado es el peso del gasto o del ingreso del gobierno subcentral respecto al total realizado sobre el territorio, que puede no recoger totalmente el grado de autonomía de la región. Habría que tener en cuenta la naturaleza multidimensional del concepto de descentralización, incluyendo aspectos políticos y administrativos, como subrayan Martínez-Vázquez *et al.* (2015)²⁸.

También se ha aportado como justificación los diferentes niveles de desarrollo económico y descentralización fiscal, ya que, como sostienen Bahl y Linn (1992), es necesario un determinado umbral de desarrollo para obtener efectos positivos de la descentralización. En esta línea, otros atribuyen a la calidad institucional el efecto diferencial que observan en los efectos de la descentralización fiscal entre países pobres y ricos, como Rodríguez-Pose y Ezcurra (2011), Lessman (2012), Iqbal *et al.* (2013) y Kyriacou *et al.* (2015), quienes encuentran que la descentralización fiscal fomenta la convergencia regional en escenarios con una alta calidad de gobernanza, pero que asimismo, de forma preocupante, conduce a disparidades regionales más amplias en países con una pobre gobernanza.

Finalmente, encontramos autores, como Thießen (2003), que sugieren una relación en forma de U entre ambas variables, de forma que llega un punto a partir del cual una mayor descentralización genera efectos negativos sobre el crecimiento.

Para el caso de la descentralización fiscal en España, Agúndez (2002), que utiliza como indicador los ingresos, o Rodríguez-Pose y Bwire (2004) y Cantarero y Pérez (2009), para el caso del gasto, no encuentran una relación estadísticamente significativa entre crecimiento económico y descentralización. Por el contrario, sí encuentran una vinculación positiva Esteban (2006)²⁹, Gil-Serrate y López-Laborda (2006), Gil-Serrate (2007), Carrión-i-Silvestre *et al.* (2008) –que analiza ingresos y gastos– y Cantarero y Pérez (2009)³⁰. Para variables diferentes, Solé-Ollé y Esteller-Moré (2005), al analizar las

²⁸ Avances en esta línea se encuentran en Schakel (2008), que analiza y compara el índice de autoridad regional desarrollado por Marks *et al.* (2008) con otros utilizados en la literatura. Castles (1999), Rodríguez-Pose y Ezcurra (2011), y Ezcurra y Rodríguez-Pose (2013), por su parte, se han centrado en la vinculación entre la descentralización política y el crecimiento económico. En concreto, Ezcurra y Rodríguez-Pose (2013) analizan la relación entre distintos índices de descentralización política y los cambios en el PIB per cápita, apuntando los resultados hacia una ausencia de relación entre la descentralización política y el crecimiento económico, independientemente del índice de descentralización política utilizado.

²⁹ Sólo analiza gasto público.

³⁰ Sólo analizan ingresos públicos.

infraestructuras de carreteras y educación, obtienen que en el régimen centralizado la composición del stock de capital no es maximizadora del crecimiento, y por tanto el crecimiento económico se impulsaría mediante la descentralización.

Otro de los factores que se han destacado en los modelos de crecimiento endógeno es la innovación, y la investigación y desarrollo (I+D+i), dado que el uso de la tecnología permite la introducción de nuevos y mejorados productos y procesos, lo que eleva la productividad. La primera generación de modelos de crecimiento endógeno subrayaron la importancia de las actividades de I+D como el principal motor del crecimiento económico, siendo las principales aportaciones las de Romer (1990), Grossman y Helpman (1991) y Aghion y Howitt (1992). La evidencia empírica, no obstante, no confirmó el efecto escala que predecían estos modelos, como señaló Jones (1995b), lo que motivó la aparición de una segunda generación de modelos de crecimiento endógeno, que asumieron que la tasa de progreso técnico de cada país depende de su intensidad de investigación; esto es, de la proporción de ocupados en sectores de I+D, y del peso del gasto en I+D en el PIB, siendo ejemplos destacados los trabajos de Howitt (2000), Zachariadis (2004), Ha y Howitt (2007), Ulku (2007) y Madsen (2008). Como *proxies* se han usado, entre otras, la inversión en I+D, la solicitud de patentes o la población ocupada en actividades de I+D; todas ellas medidas que presentan limitaciones. Entre los autores que encuentran confirmación empírica de la vinculación positiva entre I+D y crecimiento económico o de la productividad, se encuentran Griliches y Lichtenberg (1984), Fagerberg (1994), Howitt y Aghion (1998), Frantzen (2000), Griffith *et al.* (2004), Zachariadis (2004) y Ulku (2007). Otros han señalado la existencia de efectos desbordamiento del gasto en I+D de los países industrializados sobre el crecimiento de la PTF de los países en desarrollo, como Coe *et al.* (1997)³¹ y Griffith *et al.* (2004). Savvides y Zachariadis (2005) muestran que tanto la inversión en I+D propia como la inversión directa extranjera aumentan la productividad y el valor añadido. Madsen *et al.* (2010) encuentran que la innovación es un determinante importante del crecimiento en los países de la OCDE, mientras que el crecimiento en los países en desarrollo se basa más en la imitación, obteniendo además que la interacción entre el desempeño educativo y la distancia a la frontera de producción es un determinante significativo del crecimiento en toda la muestra.

³¹ Coe *et al.* (2009) introducen además las instituciones junto a los *spillovers* de I+D.

Otra línea de la literatura se ha centrado, en particular, en la contribución de las Tecnologías de la Información y Comunicación (TIC) al crecimiento económico³². Entre los primeros trabajos, podemos recordar los de Stiroh y Jorgenson (1999) y Oliner y Sichel (1994, 2003). Se pueden encontrar estudios a nivel agregado para un conjunto de países³³, centrados en las economías europeas³⁴, y análisis individualizados por países³⁵. En general, la mayoría de ellos ponen de manifiesto el positivo y significativo efecto de las TIC en la productividad y el crecimiento.

Con información sobre las regiones españolas, Gumbau y Maudos (2006)³⁶ encuentran una positiva correlación entre el nivel tecnológico y la renta per cápita, e importantes externalidades tecnológicas entre las regiones españolas. Balmaseda y Melguizo (2007), si bien ratifican la relevancia del capital tecnológico propio en la función de producción de las regiones españolas, no corroboran la existencia de externalidades, a diferencia del trabajo anterior³⁷. De la Fuente (2008b) confirma que la inversión en bienes TIC tiene un impacto significativo y creciente en el tiempo sobre la productividad. López-Bazo *et al.* (2006) analizan la importancia de la interacción entre la acumulación de conocimiento local (gasto en I+D y porcentaje de trabajadores más formados) y la internacionalización (importaciones y exportaciones, inversión directa y efectos desbordamiento tecnológicos) como determinantes del crecimiento de la productividad de los factores. Obtienen que los beneficios de la internacionalización y el conocimiento local son mayores en las regiones con un determinado nivel de desarrollo. Maza *et al.* (2014) examinan el papel jugado por los gastos en I+D como instrumento de cohesión entre las provincias españolas, utilizando como *proxy* las patentes. Obtienen que las patentes impulsan el crecimiento, que el efecto de éstas parece ser mayor en las regiones más desarrolladas que en la menos desarrolladas, y no encuentran evidencia que apoye la existencia de efectos desbordamiento.

³² Para una revisión de la literatura véanse van Reenen (2010) y Cardona *et al.* (2013).

³³ Véanse Jorgenson y Vu (2005, 2010), Vu (2011) y Oulton (2012).

³⁴ Véanse Colecchia y Schreyer (2001), Daveri (2002), van Ark y Piatkowski (2004) y Timmer y van Ark (2005).

³⁵ Por ejemplo, para Estados Unidos, Jorgenson (2001), Oliner y Sichel (2003), Jorgenson *et al.* (2008) y Martínez-López *et al.* (2010). Para Reino Unido, Oulton (2002) y Correa (2006). Para Japón, Jorgenson y Motohashi (2005). Para Finlandia, Jalava y Pohjola (2007). Para Italia, Atzeni y Carboni (2006). Para España, Martínez-López *et al.* (2008). Para Grecia, Antonopoulos y Sakellaris (2009). Para Singapur, Vu (2013).

³⁶ En Gumbau y Maudos (2010) también encuentran que el capital en I+D y TIC tiene un efecto positivo en la producción, sobre todo el segundo, y demuestran la importancia de los efectos desbordamiento de ambos.

³⁷ Esto podría explicarse, según los autores, por la propia especialización productiva de las CC.AA., cuya actividad podría concentrarse en sectores no intensivos en tecnología ni en conocimiento.

Otra de las variables que se han utilizado en las regresiones de crecimiento es el emprendimiento o el factor empresarial. Audretsch (2007) muestra cómo y por qué el modelo de crecimiento de Solow es útil para relacionar capital emprendedor y crecimiento económico. Considera la actividad emprendedora como el eslabón perdido necesario para convertir el conocimiento en un factor económicamente explotable que genere crecimiento económico a través de la creación de nuevas empresas; de forma que la clave para conseguir crecimiento económico y mejoras en la productividad se encuentra en la capacidad empresarial de la economía. Esta vinculación entre conocimiento, creación de empresas y crecimiento económico ha sido explorada, entre otros, por Audretsch y Keilbach (2008), y González-Pernía *et al.* (2012) para el caso de las regiones españolas.

Los resultados obtenidos por la literatura varían en función del ámbito geográfico, las variables y los indicadores utilizados, aunque, en general, la mayoría de los estudios confirma la relación positiva entre emprendimiento y crecimiento económico. Galindo *et al.* (2010) y Galindo y Méndez (2011) apoyan esta idea, señalando que la creación de empresas representa el motor de las economías en los países desarrollados. Dejardin y Fritsch (2011) concluyen que la investigación reciente ha demostrado que la creación de nuevas empresas puede tener considerables efectos positivos en el desarrollo regional. Mueller (2006) y Audretsch *et al.* (2006) indican que los crecimientos diferenciales del PIB o de la productividad en las regiones pueden explicarse por las diferencias en la iniciativa empresarial. Callejón y Segarra (1999), Disney *et al.* (2003), Petrakis (2004) y Salas y Sánchez-Asín (2010) relacionan variables explicativas de la actividad empresarial con la productividad. Carree *et al.* (2002), Belso (2005), Salas y Sánchez-Asín (2008)³⁸ y Salas *et al.* (2014) estudian como indicador la proporción de autoempleados en la población ocupada. Por su parte, Salgado-Banda (2007) “aproxima” el emprendimiento además de a través del porcentaje de autoempleados, por el número de patentes solicitadas.

Para el caso de la economía española, Valdaliso (2005) utiliza para medir la iniciativa empresarial el número de sociedades creadas per cápita, encontrando una importante correlación entre esa ratio y el PIB per cápita. O’Kean *et al.* (2006) estiman la existencia de un efecto positivo, aunque débil, del factor empresarial y su eficiencia sobre el crecimiento económico regional en España.

Minniti (2012), aceptando la evidencia de la relación positiva entre la actividad emprendedora y el crecimiento económico, señala que aún no se conoce la naturaleza

³⁸ Trabajo englobado en Congregado *et al.* (2008).

exacta de esta relación y los canales que favorecen dicha influencia. Así, hay autores que estudian la relación inversa, esto es, si el nivel de desarrollo económico determina la tasa de emprendimiento, señalando Wennekers *et al.* (2005, 2010) una relación en forma de U. Carmona *et al.* (2012) confirman la existencia de una causalidad bidireccional fuerte entre autoempleo y PIB, con datos para el conjunto de España.

Carree *et al.* (2002) y Audretsch *et al.* (2002) calculan tasas de emprendimiento óptimas, obteniendo que si un país se aleja de estas tasas de equilibrio, registra un crecimiento menor. van Praag y van Stel (2013) encuentran evidencia robusta de la existencia de tasas óptimas de propiedad de empresas, encontrando que estas tasas decrecen con los niveles de educación terciarios; de forma que los propietarios de empresas con mayor nivel de capital humano, dirigen empresas más grandes.

Wong *et al.* (2005), Acs y Varga (2005), Acs (2006), Shane (2009), Hessels y van Stel (2011) y Salas y Sánchez-Asín (2013) se centran en la figura del emprendedor, argumentando que no todos los tipos de empresarios contribuyen igual al crecimiento económico.

Otra línea importante de estudios arranca con la aparición del proyecto GEM, que ofrece información homogénea por países sobre la actividad empresarial y sobre otras características de los emprendedores. Entre ellos, podemos destacar los trabajos de Wong *et al.* (2005), Acs y Varga (2005), Carree *et al.* (2007), Stam *et al.* (2009) y Galindo *et al.* (2010). A partir de estos datos, Hessels y van Stel (2011) y González-Pernía y Peña-Legazkue (2015), por ejemplo, analizan adicionalmente el efecto positivo de las empresas con orientación exportadora sobre el crecimiento, en el último caso para las regiones españolas.

La apertura comercial también se ha considerado de forma extensa en la literatura sobre crecimiento económico. Esta variable afecta a través de diversos canales, como el aprovechamiento de las ventajas comparativas que permite una mayor especialización del producto, las economías de escala derivadas del mayor tamaño del mercado, la transferencia de tecnología y la difusión del conocimiento, y la exposición a la competencia, que permite recolocar los recursos hacia los sectores más productivos, tal y como recogen Grossman y Helpman (1991) y Yanikkava (2003). Coe *et al.* (1997) señalan que el comercio internacional puede considerarse como una forma privilegiada de transmisión de los *spillovers* de la I+D, a través de la adquisición de productos intermedios

y equipo de capital que contienen tecnología y actividades de innovación extranjeras, acelerando la difusión de la tecnología entre las economías, como apunta Badinger y Tondl (2003) para el ámbito de los países de la UE. En este contexto, se puede vislumbrar una conexión general entre apertura comercial, capital humano y cambio tecnológico.

En este campo, normalmente la *proxy* que se utiliza es el peso de las exportaciones en el PIB, o la suma de exportaciones e importaciones respecto al PIB. Autores como Dollar (1992), Sachs y Warner (1995), Edwards (1998), Ales y Glaeser (1999), Frankel y Romer (1999), Alesina *et al.* (2000), Dollar y Kraay (2003, 2004), Alcalá y Ciccone (2004), Felbermayr (2005), Noguer y Siscart (2005) y Soukiazis y Antunes (2011)³⁹ han encontrado que las economías más abiertas al comercio y a los flujos de capital tienen un mayor PIB per cápita y crecen más. Giles y Stroomer (2006) también encuentran evidencia de que una mayor apertura comercial se asocia con una tasa de convergencia del PIB más elevada entre países.

Dowrick y Golley (2004) matizan ese resultado, sosteniendo que el impacto del comercio sobre el crecimiento varía con la renta. En igual sentido apunta Herzer (2013), que indica que existen diferencias entre los países en los efectos del comercio sobre la renta, especialmente entre los países en desarrollo y los desarrollados. Mientras que en los países desarrollados los efectos del comercio son siempre positivos, en algunos países en desarrollo pueden ser negativos. Concluye que los efectos positivos del comercio son mayores, en media, en los países con mayores niveles de educación, menor peso de las materias primas primarias en el total de exportaciones, menor regulación empresarial y laboral, mayor calidad institucional y, consecuentemente, mayor nivel de desarrollo.

Sakyi *et al.* (2015) muestran una relación bidireccional positiva tanto a largo plazo como a corto plazo entre la apertura comercial y el nivel de renta, con evidencia para 115 países en desarrollo entre 1970 y 2009.

Otros autores, sin embargo, han criticado la robustez de esos resultados en base a aspectos metodológicos y de medida, concluyendo la insignificancia del comercio en el crecimiento económico, como por ejemplo Levine y Renelt (1992), Rodríguez y Rodrik

³⁹ Para el caso de Portugal.

(2001), Vamvakidis (2002)⁴⁰, Irwin y Treviö (2002), Felbermayr (2005), Kim (2011), Hye (2012)⁴¹ y Eris y Ulasan (2013).

Otra línea de trabajo analiza la interacción entre comercio, instituciones y desarrollo económico. Chang *et al.* (2009) apuntan que los efectos positivos de la apertura comercial pueden mejorarse si simultáneamente se adoptan ciertas reformas estructurales. Bhattacharyya *et al.* (2009) encuentran una robusta correlación entre apertura comercial y desarrollo económico cuando se tienen en cuenta las complementariedades entre instituciones y comercio. Las buenas instituciones no sólo impulsan el crecimiento directamente, sino también de forma indirecta al mejorar el comercio. Ahmed (2012) concluye que tanto la apertura comercial como la calidad institucional tienen un papel significativo y robusto en el crecimiento económico, más intenso en el caso de los países en desarrollo que en los desarrollados.

Con datos de las Comunidades Autónomas españolas, Carnicero (2001) observa un impacto negativo del proceso de apertura comercial sobre la convergencia. Laurin (2012), utilizando técnicas de cointegración con datos de panel, rechaza la existencia de una relación significativa a largo plazo entre el PIB per cápita y las exportaciones, aunque sí encuentra cierta evidencia de una relación positiva entre el PIB per cápita y la apertura comercial (suma de exportaciones e importaciones). Serrano *et al.* (2005), López-Bazo *et al.* (2006) y Serrano *et al.* (2008) analizan la complementariedad que existe entre la internacionalización, la difusión de conocimientos y el capital humano para explicar la productividad de los factores. Los resultados revelan que la adecuación entre el nivel de cualificación de la mano de obra y los conocimientos que fluyen a través de los intercambios comerciales es determinante en el proceso de progreso técnico.

Finalmente, cabe enfatizar el marco institucional o la calidad institucional como fuente del crecimiento que se ha abordado en la literatura. Aixalá y Fabro (2011) identifican tres categorías de dimensiones institucionales. La primera se relaciona con las instituciones económicas (libertad económica), y ahí estarían englobadas la libertad para elegir, el funcionamiento de los mercados y el respeto a la propiedad privada. La segunda se relaciona con las instituciones políticas (libertad política), y engloba a las libertades civiles y los derechos políticos, y la estabilidad o inestabilidad política. Y la tercera se

⁴⁰ Este trabajo señala que la relación positiva entre comercio y crecimiento es un fenómeno que comienza a partir de 1970. Antes no se observa dicha relación, e incluso es negativa entre 1920 y 1940.

⁴¹ Para el caso de Pakistán. En Hye y Lau (2015) obtienen, con datos de India, que los efectos del comercio sobre el crecimiento económico son positivos a corto plazo y negativos a largo plazo.

relaciona con las instituciones sociales (corrupción y capital social), y recoge cuestiones de confianza, valores y principios éticos. Rodrik (2006) señala que las instituciones no sólo tienen influencia directa sobre el crecimiento económico, sino que también afectan a otros determinantes del crecimiento, como el capital físico y humano, la inversión, los cambios tecnológicos y el proceso de crecimiento económico. En este sentido, Easterly (2001) señala que ninguno de los factores tradicionales habría tenido impacto sobre el crecimiento económico si no se hubieran desarrollado en un entorno institucional estable y de confianza. Glaeser *et al.* (2004), Gennaioli *et al.* (2013) y Acemoglu *et al.* (2014) intentan distinguir en qué medida afectan el capital humano y las instituciones al crecimiento a largo plazo. Mientras que los dos primeros trabajos sostienen que el capital humano es el principal determinante, el último concluye que son las instituciones.

A nivel empírico, podemos destacar los trabajos de Matthews (1986), North (1990), Knack y Keefer (1995), Mauro (1995), Easterly y Levine (1997), Hall y Jones (1999), Rodrik (1999), Acemoglu *et al.* (2002), Jütting (2003) y Acemoglu y Johnson (2005), obteniendo la mayoría de ellos un efecto positivo y significativo de la calidad institucional sobre el crecimiento, si bien los resultados no siempre pueden considerarse concluyentes. Oto-Peralías y Romero-Ávila (2013) obtienen que el tamaño del sector público no tiene efectos significativos en países con alta calidad institucional, pero sí un efecto negativo significativo en países con calidad burocrática baja.

En este contexto puede enmarcarse también la existencia de economía sumergida⁴², que comprendería aquel conjunto de actividades que, de una forma u otra, no resulta controlable por la administración pública. En la literatura hay trabajos que encuentran una relación positiva entre economía sumergida y crecimiento del PIB⁴³, y otros que obtienen

⁴² Para estimar la economía sumergida, en la literatura se han usado dos métodos fundamentalmente. El primero sería el método directo, basado en encuestas, que tiene la limitación de que los encuestados no tienen incentivo a contestar la realidad. En segundo lugar, tenemos los métodos indirectos, basados en la utilización de variables a escala macroeconómica correlacionadas con el tamaño de la actividad oculta. Dentro de éstos, los principales son tres: el enfoque monetario (todo aumento del efectivo no justificado, se consideraría irregular); el método MIMIC (múltiples indicadores, múltiples causas), que estima modelos estructurales que analizan una serie de causas de la economía sumergida, al tiempo que consideran su influencia sobre un conjunto de indicadores; y, en menor medida, la explotación analítica de las diferencias entre las estadísticas oficiales y las estimaciones a partir de otras fuentes. Para España, han realizado estimaciones de la economía sumergida y analizado sus efectos, entre otros, Ferraro (2002), Alañón y Gómez-Antonio (2005), González y González (2013), GESTHA-FURV (2014) y Vaquero-García *et al.* (2015).

⁴³ Adam y Ginsburgh (1985); Giles (1999), para Nueva Zelanda; Bhattacharyya (1999); Giles *et al.* (2002), para Canadá; Chatterjee *et al.* (2003), para India y otros países asiáticos; y Alañón y Gómez-Antonio (2005), para España.

una relación negativa⁴⁴. Considerando una muestra de 110 países, Schneider (2005) obtiene una relación negativa entre economía sumergida y PIB para el caso de los países en desarrollo, y positiva para los países desarrollados o en transición.

En este ámbito se han analizado también los efectos de la descentralización en el tamaño del sector informal, como por ejemplo hacen Torgler *et al.* (2010) para el caso de Suiza. Estos autores obtienen una relación positiva entre la autonomía local y el deseo de cooperar con el pago de impuestos, y negativa entre la autonomía local y el tamaño de la economía sumergida. Teobaldelli (2011) llega a la conclusión de que la economía sumergida es menor en los países federales que en los que tienen una estructura más unitaria. Por su parte, Buehn *et al.* (2013) muestran que la descentralización fiscal es uno de los determinantes clave de la informalidad. Introduciendo también el marco institucional, Elgin y Oztunali (2014) investigan la interrelación entre PIB per cápita, instituciones y economía sumergida, encontrando una relación positiva entre PIB per cápita y economía informal para los países con baja calidad institucional, e inversa cuando las instituciones son de calidad.

3. Hechos Estilizados

En los últimos casi treinta y cinco años, desde el inicio del Estado de las Autonomías, España y sus Comunidades Autónomas han experimentado un notable crecimiento y una transformación socioeconómica importante, proceso que ha beneficiado a todas ellas, aunque se mantienen diferencias en los niveles de vida por regiones.

[Figura 1. Crecimiento del PIB Real. España]

En este largo periodo, se pueden encontrar tres fases cíclicas. Los años ochenta comienzan con una recesión que dura hasta mediados de la década, cuando la entrada en la Comunidad Económica Europea supuso un impulso importante para la actividad económica. Posteriormente, a inicios de los noventa vuelve a atravesarse una etapa recesiva, recuperándose la senda de crecimiento a partir de 1994, manteniéndose desde entonces una trayectoria aceptable de crecimiento, en lo que constituye el periodo más largo de fase alcista de un ciclo económico en España, que dura hasta el año 2007. En dicho año, la crisis financiera internacional que se inició en Estados Unidos, acabó por transmitirse al resto de las economías industrializadas. Esto, unido a los desequilibrios

⁴⁴ Frey y Weck-Hannemann (1984), para países de la OCDE; Loayza (1996), para Latinoamérica; Kaufmann y Kaliberda (1996) y Eilat y Zinnes (2000), para países ex-soviéticos; Ihrig y Moe (2004), para Sri Lanka; Schneider y Enste (2000); Dell'Anno *et al.* (2007), para Francia, España y Grecia; y Schneider y Hametner (2014), para Colombia.

españoles del periodo expansivo (“burbuja” de la construcción y elevado endeudamiento privado, principalmente), llevaron a la economía española a una fuerte y prolongada recesión, iniciándose un proceso de recuperación en 2014.

[Figura 2. Crecimiento del PIB Real. CC.AA. Españolas]

A nivel regional, cabe señalar que, de las diecisiete Comunidades Autónomas, diez crecen por encima de la tasa de crecimiento media nacional entre 1980 y 2014, mientras que las siete restantes lo hacen por debajo, si bien dos de éstas, Cataluña y Comunidad Valenciana, se encuentran muy próximas a la media. El menor ritmo de crecimiento corresponde a Asturias (1,6% anual), situándose en el lado opuesto Madrid (2,9%), en el primer lugar del ranking.

[Figura 3. Crecimiento del PIB Real. Periodo 1980-2014]

Estas diferencias en las tasas de crecimiento regional han dado lugar a cambios en el peso relativo que cada región tenía y tiene en el conjunto nacional. Se observa que nueve regiones registran un aumento de su peso relativo, destacando Madrid (3,4 puntos porcentuales), seguida, a mucha distancia, por Andalucía y Baleares. En términos de variación porcentual, sigue siendo Madrid la primera, y tras ella están Baleares, La Rioja y Extremadura. Por el contrario, la mayor pérdida en puntos porcentuales se produce en País Vasco, Galicia y Castilla y León. En variación porcentual, es Asturias la que registra el mayor descenso relativo, seguida de País Vasco, Galicia, Cantabria y Castilla y León.

[Tabla 1. Peso relativo de las CC.AA. en el PIB real]

Por tanto, de las regiones tradicionalmente consideradas atrasadas, sólo Galicia, Asturias y Castilla y León presentan tasas por debajo de la media nacional, y pérdida de peso respecto al total. Dado que en PIB no han convergido, habrá que analizar si ha existido pérdida de población en estas Comunidades, al tratarse de otro factor que afecta al proceso de convergencia.

Desde el punto de vista demográfico, queremos dejar apuntadas tres notas. La primera, como recoge Cuadrado-Roura *et al.* (1999), es la ralentización de las migraciones interregionales desde la década de los ochenta. La segunda, es el intenso crecimiento de la inmigración extranjera hacia España desde finales de los noventa, si bien con desigual

intensidad por CC.AA., proceso que se ha revertido en los últimos años, debido a la reciente crisis económica⁴⁵.

Finalmente, la población española ha venido mostrando un progresivo envejecimiento, derivado de la caída de las tasas de natalidad y el avance en la esperanza de vida. En nuestro periodo de estudio las regiones que han ganado peso en la población son Madrid, las Islas y el Eje del Mediterráneo, zonas caracterizadas en general por un notable crecimiento económico en este periodo.

[Tabla 2. Peso relativo de las CC.AA. en la población]

Una vez considerada la evolución del PIB y de la población, se pasará a analizar la trayectoria mostrada por el PIB per cápita de las Comunidades Autónomas, expresados en logaritmos neperianos.

Extremadura se mantiene como la región con menor PIB per cápita en todo el periodo. En el lado opuesto, destaca la evolución de Madrid, que ha superado a País Vasco y Navarra, liderando el ranking de CC.AA. más ricas. No se observan cambios notables de posición en el resto. La Figura 4 apunta, a priori, hacia un ligero proceso de aproximación entre las regiones españolas en términos de PIB per cápita en la primera parte del periodo considerado, y un mantenimiento de la situación en los últimos años; impresiones que serán objeto de comprobación y análisis en las próximas secciones.

[Figura 4. Ln (PIB Real Per Cápita). CC.AA. Periodo 1980-2014]

4. Variables y Fuentes Estadísticas

El objeto básico de interés en el campo del crecimiento económico suele ser la evolución del PIB per cápita, dado que, a pesar de sus limitaciones, está considerado como uno de los mejores indicadores del nivel económico de una sociedad.

⁴⁵ Fernández-Leiceaga *et al.* (2013) concluyen que la fortísima inmigración extranjera en España entre 1999 y 2009 ha generado efectos muy limitados sobre la convergencia interregional de rentas y productividades, a diferencia de lo que sucedió con los flujos migratorios internos entre 1955 y 1979. El análisis empírico confirma que en las regiones de destino preferente de los inmigrantes la población, el empleo y el PIB han aumentado por encima de la media y dichas regiones han ganado cuota en España en las tres magnitudes. Pero la ganancia en las dos primeras variables ha sido mayor, de forma que han perdido posiciones en PIB per cápita y productividad aparente del trabajo. El destino de los inmigrantes extranjeros ha estado muy condicionado por la probabilidad de empleo y la existencia de una emigración previa y, en mucha menor medida, por el nivel relativo de la renta por habitante regional. La probabilidad de empleo no se relaciona, además, con una renta per cápita superior. Esta disonancia entre variables a escala macro y micro ha desactivado el funcionamiento de los mecanismos de convergencia. Así, la llegada de población inmigrante ha contribuido poco al recorte de las disparidades territoriales en términos de PIB per cápita y productividad.

La estimación del modelo de crecimiento del PIB per cápita propuesta en el presente trabajo requiere la obtención de información sobre PIB real y población, así como de otras variables: inversión; capital humano; competencias; gasto, ingreso y deuda públicos; emprendimiento; innovación; apertura comercial; y calidad institucional y economía sumergida⁴⁶. Estas variables se irán introduciendo en el modelo de crecimiento básico de Solow, ampliado con capital humano, considerándose adicionalmente la interacción entre algunas variables que se consideran relevantes. El análisis cubre el periodo 1980-2014 para las diecisiete Comunidades Autónomas españolas.

Para construir una serie histórica del PIB que abarque desde 1980 hay que partir de los datos proporcionados por la *Contabilidad Regional de España*, elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE)⁴⁷. Esta estadística presenta los datos en tres bases distintas, la Base 1986 (para el periodo 1980-1996), la Base 2000 (para el periodo 1995-2010), ambas estimadas en el marco del SEC-95, y la Base 2010, bajo el nuevo SEC-2010, para el periodo 2000-2014. Por otra parte, la aproximación a los datos en términos reales se realiza de forma distinta en ambas bases: con la Base 1986, los valores vienen expresados en pesetas constantes; mientras que con las Bases 2000 y 2010 se usan los índices de volumen encadenados.

Se ha optado por construir una serie para el periodo 2000-2014 a partir de los índices de volumen encadenados recogidos en la *Contabilidad Regional de España* (Base 2010) del INE, y del dato correspondiente en términos corrientes del año 2010, para cada región y el total nacional, obteniéndose así la serie en euros constantes de 2010. Hay que matizar que se han excluido del análisis a Ceuta y Melilla, pues el objeto del mismo van a ser exclusivamente las Comunidades Autónomas y no las Ciudades con Estatuto de Autonomía. Posteriormente se han enlazado las series hacia atrás con las tasas de crecimiento reales derivadas de la *Contabilidad Regional de España* Base 1986 y Base 2000 del INE.

En el caso de la población, y tras la publicación del Censo 2011, el INE proporciona una nueva operación estadística, las *Cifras de Población*. Las *Cifras de Población*

⁴⁶ En el Anexo I se recoge un cuadro resumen de todas las variables consideradas, con su definición y fuente estadística.

⁴⁷ En De la Fuente (2015b) se recogen series homogéneas de distintos agregados de empleo (ocupados, puestos de trabajo, horas trabajadas y puestos de trabajo equivalentes a tiempo completo) y de VAB a precios corrientes y constantes para las Comunidades Autónomas españolas mediante el enlace de las diversas bases de la *Contabilidad Regional de España* para el periodo 1980-2014, pero no de la variable objeto de interés del presente trabajo (PIB).

proporcionan una medición cuantitativa de la población residente en España, en cada comunidad autónoma, en cada provincia y en cada isla (en las provincias insulares), desagregada según características demográficas básicas, como el sexo, el año de nacimiento, la edad, la nacionalidad y el país de nacimiento. La serie poblacional se obtiene de las estimaciones intercensales de la población para el periodo 1971-2012 y a partir de 2012 de la operación *Cifras de Población*, con referencia a 1 de enero y 1 de julio. Estos datos son empleados como cifras poblacionales de referencia en todas las operaciones estadísticas del INE (encuestas, Contabilidad Nacional, indicadores, etc.) y son transmitidas a nivel internacional como datos oficiales de población de España a todos los efectos. Se ha tomado la serie 1980-2014, con datos a 1 de julio, siguiendo el criterio de la *Contabilidad Regional de España*.

Para la acumulación de capital físico se va a utilizar como *proxy* la inversión y el capital productivo⁴⁸, ambos obtenidos de la base de datos del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), con información para el periodo 1964-2012. La tasa de inversión se va a calcular como el porcentaje de inversión bruta no residencial nominal en cada región respecto al PIB generado, serie esta última obtenida según el procedimiento anteriormente comentado. Además de la tasa de inversión total, se va a diferenciar entre inversión pública y privada; inversión en infraestructuras y el resto de la inversión; e inversión en TIC, que engloba equipo de oficina y hardware, comunicaciones y software, y el resto de la inversión. El capital productivo real se va a relativizar por la población del INE, y también se va a diferenciar entre público y privado.

En relación al capital humano, se ha intentado “aproximar” esta variable mediante tres indicadores extraídos también de la base de datos del IVIE⁴⁹, con información por CC.AA. para el periodo 1977-2013⁵⁰. El primero, los años medios de escolarización, es un indicador sintético, que ofrece, a partir de una desagregación en ocho niveles de estudios terminados, un valor que indica el promedio de años que se ha estado cursando estudios reglados. Se han tomado los años medios de escolarización en función de la LOGSE, estimados para la población en edad de trabajar. Otra posibilidad es considerar el porcentaje de población en edad de trabajar con niveles medios, superiores, o la suma de ambos. Una tercera *proxy* es el valor del capital humano de la población en edad de

⁴⁸ Fundación BBVA e IVIE: *El stock y los servicios del capital en España y su distribución territorial y sectorial (1964-2012)*. Junio de 2014.

⁴⁹ Fundación Bancaja e IVIE: *Capital humano en España y su distribución provincial*. Enero de 2014.

⁵⁰ Otra serie alternativa sería la de De la Fuente y Doménech (2015).

trabajar en términos de trabajadores equivalentes sin capital humano. Estas series de capital humano tratan de incorporar la valoración de mercado de las capacidades adquiridas por los individuos. Se mide el capital humano de cada persona en función del número de trabajadores equivalentes sin capital humano que serían necesarios para conseguir su capacidad productiva. Del mismo modo, el capital humano agregado de una región será el número de trabajadores equivalentes sin capital humano que serían necesarios para alcanzar la capacidad productiva de su población. Ese individuo sin capital humano será el trabajador varón con menor nivel educativo y con menos experiencia de la encuesta: individuos varones menores de 20 años sin estudios o con estudios primarios incompletos.

Para tratar de “aproximar” el grado de autonomía de las CC.AA. no hemos encontrado en la literatura empírica española la utilización de otros indicadores aparte de variables ficticias que categorizan a las Comunidades Autónomas en función de si se acogieron al artículo 143 de la Constitución Española⁵¹, al artículo 151⁵², o son forales⁵³. Además de éstas, en el presente trabajo se ha optado por utilizar variables relacionadas con las competencias asumidas por las CC.AA. El Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas proporciona un listado con los Reales Decretos de traspaso a las diecisiete CC.AA., ordenados por fecha, así como un cuadro resumen de los mismos. Para obtener series temporales, una opción es utilizar directamente el número de competencias totales asumidas, o relativizarlas por el promedio regional de cada año, para recoger si la Comunidad Autónoma tiene más o menos competencias que la media.

Otra opción es centrar el análisis sólo en los traspasos de competencias que el Ministerio considera comunes⁵⁴, a los que se sumarían la educación universitaria y no universitaria, la sanidad y los servicios sociales (IMSERSO), siendo la suma máxima posible de todo ello de 20. Sobre la base de esta serie de competencias comunes se ha construido un sencillo Índice de Competencias, que toma el valor 1 cuando el número de

⁵¹ Aragón, Asturias, Baleares, Cantabria, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Extremadura, Madrid, Murcia y La Rioja.

⁵² Andalucía, Canarias, Cataluña, Galicia y C. Valenciana.

⁵³ País Vasco y Navarra.

⁵⁴ Se van a considerar comunes las siguientes competencias: formación profesional ocupacional, políticas activas de empleo, medios personales y materiales de la Administración de Justicia, profesores de religión, maestros de instituciones penitenciarias, gestión del Fondo Español de Garantía Agraria, buceo profesional, instalaciones radioactivas de 2ª y 3ª categoría, ejecución legislación productos farmacéuticos, mediadores de seguros, formación profesional para el empleo, seguro escolar, sanidad penitenciaria, función pública inspectora ITSS, becas y ayudas al estudio, y homologación y convalidación de títulos extranjeros no universitarios.

competencias comunes es de 0 a 2; 2 cuando la región tiene entre 3 y 5 competencias; 3 cuando tiene entre 6 y 9; 4 entre 10 y 14; y 5 entre 15 y 20.

Además de los indicadores de competencias, se van a utilizar otra serie de variables que en la literatura empírica se han empleado para “aproximar” la descentralización fiscal. El Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas proporciona información sobre los Presupuestos de las Comunidades Autónomas, con datos consolidados para el periodo 1984-2014. De esta estadística se pueden obtener las series de ingresos y gastos no financieros⁵⁵, que se van a relativizar por el PIB estimado. Así, se tiene el peso que en la economía de cada región tienen los gastos realizados por el gobierno regional, o los ingresos recaudados. Adicionalmente, para el caso de los ingresos, se han calculado dos indicadores más. Primero, el peso de los ingresos propios de las CC.AA.⁵⁶ respecto al total de ingresos no financieros. Segundo, el peso de los ingresos sobre los que las CC.AA. tienen cierta capacidad de decisión⁵⁷, respecto al total de ingresos no financieros.

El IVIE y la Fundación BBVA (Pérez, 2015) proporcionan una base de datos con información sobre el gasto en los servicios públicos fundamentales⁵⁸ en España y sus Comunidades Autónomas desde 2002 a 2013. Para las estimaciones se ha escogido la serie de gasto público en servicios públicos fundamentales por habitante, en euros, y el peso del gasto público en estos servicios realizados por la Comunidad Autónoma, respecto al total realizado por las Administraciones Públicas en cada región.

El IVIE y la Fundación BBVA (Mas *et al.*, 2015) también han realizado un estudio que contempla las inversiones públicas desde el principio del siglo XX hasta 2012, desagregando por tipo de Administración: Central, las Administraciones de la Seguridad Social, las Comunidades Autónomas y las Corporaciones Locales, lo que permite calcular el peso de las inversiones públicas realizadas por las CC.AA. respecto al total de las Administraciones.

Finalmente, entre las variables públicas también se va a considerar el peso de la deuda pública de las CC.AA. respecto al PIB regional, información que proporciona el Banco de España, para el periodo 1995-2014.

⁵⁵ Es decir, sin considerar activos y pasivos financieros.

⁵⁶ Se consideran ingresos propios los correspondientes a los capítulos 3 (Tasas y Otros Ingresos), 5 (Ingresos Patrimoniales) y 6 (Enajenación de Inversiones Reales) del Presupuesto de ingresos.

⁵⁷ Capítulos 1 (Impuestos Directos), 2 (Impuestos Indirectos), 3, 5 y 6, menos las transferencias corrientes y de capital, que vienen dadas por el gobierno central.

⁵⁸ Educación, salud y protección social.

Para analizar el emprendimiento, existen varias fuentes de información destacadas⁵⁹. Así, tenemos la estadística de *Sociedades Mercantiles* del INE, que permite construir una serie homogénea desde comienzos de la Autonomía, relativizándose por la población para obtener una *proxy* de la iniciativa empresarial en cada Comunidad Autónoma, siendo una variable de tipo flujo. Otra variable alternativa es el peso de los ocupados no asalariados respecto al total de ocupados, que reflejaría la tasa de autoempleo, según información extraída de la *Contabilidad Regional de España* del INE, pudiéndose construir una serie para el periodo 1980-2013.

Como variable stock, contamos con el *Directorio Central de Empresas* (DIRCE) del INE, con información de las empresas de los sectores no agrarios, desde 1995. Se ha relativizado el número de empresas por la población, para “aproximar” la densidad empresarial, y se ha calculado el número de asalariados, según la *Encuesta de Población Activa* del INE, por empresa con asalariados, para obtener una *proxy* del tamaño empresarial. El DIRCE ofrece información, además del número de empresas total, del número según estrato de asalariados, lo que da una idea del tamaño medio del tejido empresarial. Se han considerado tres estratos: sin asalariados, de 1 a 49 trabajadores, y de 50 o más.

Uno de los indicadores más utilizados para medir los resultados de la innovación es el número de patentes solicitadas. La Oficina Española de Patentes y Marcas ofrece información a nivel regional en su página web desde 1998, habiéndose completado esta información con las series que recoge Carreras y Tafunell (2005). La serie de patentes se ha relativizado por la población, para “aproximar” la actividad inventiva. También se han utilizado como indicadores el peso de la inversión en TIC, diferenciando entre pública y privada, información que se tiene para el periodo 1980-2012, y el gasto en I+D, tanto el total como el realizado por las empresas, respecto al PIB, serie disponible para 1987-2013 en el INE. Adicionalmente, para analizar el capital humano dedicado a la innovación, también se han introducido en las estimaciones el peso del personal dedicado a actividades de I+D respecto a los ocupados, considerando el total y el que trabaja en empresas.

⁵⁹ Otra fuente estadística reciente y relevante es el proyecto “Global Entrepreneurship Monitor” (GEM), que estudia la actividad emprendedora. Definen la tasa de actividad emprendedora como la tasa de iniciativas entre 0 y 3,5 años en el mercado, respecto a la población de 18 a 64 años, analizando además características de los emprendedores, como si emprenden por necesidad o por oportunidad de negocio, nivel de estudios y orientación exportadora, entre otras. No obstante, a nivel regional sólo hay información desde 2003 para algunas CC.AA., y a partir de 2006 para todas ellas. Dada la escasa longitud de la serie disponible, no se ha utilizado esta estadística. Por la misma razón, se ha descartado el Índice de Emprendimiento Regional y Desarrollo, de la Comisión Europea, con información para las Comunidades Autónomas, pero sólo para el año 2013.

Para analizar cómo afectan los intercambios comerciales se han utilizado dos indicadores. El primero, que indica la internacionalización, es el peso de las exportaciones de mercancías al extranjero, calculado a partir de la información de Aduanas de la Agencia Tributaria, respecto al PIB, con datos desde 1990 a 2014. Por su parte, el Proyecto C-Intereg, del Centro de Predicción Económica (CEPREDE), de la Universidad Autónoma de Madrid, ofrece información sobre las relaciones comerciales entre las Comunidades Autónomas a partir de 1995. Se ha construido una variable de exportaciones totales a partir de las dos series anteriores, relativizándola por el PIB. El segundo indicador a utilizar es la apertura comercial, y para ello a las series de exportaciones se les suma las de importaciones, obteniéndose una con el extranjero y otra total, que considera tanto el extranjero como el resto de España.

A nivel regional no existe una serie larga para aproximarse a la calidad institucional. Transparencia Internacional España ha publicado un Índice de Transparencia de las CC.AA., pero sólo existe información para los años 2010, 2012 y 2014. Éste realiza una evaluación del nivel de transparencia de los Gobiernos de las diferentes Comunidades Autónomas, a partir de 80 indicadores que cubren seis áreas de transparencia: información sobre la Comunidad Autónoma; relaciones con los ciudadanos y la sociedad; transparencia económico-financiera; transparencia en las contrataciones de servicios, obras y suministros; transparencia en materias de ordenación del territorio, urbanismo y obras públicas; e indicadores de la Ley de Transparencia. Además, la Comisión Europea ha impulsado la publicación de un Índice de Calidad Gubernamental a nivel de NUTS2, si bien solo cuenta con información para 2010 y 2013. Por otro lado, y centrándose en el aspecto de la libertad económica, el Think Tank Civismo viene publicando un Índice de Libertad Económica para los años 2008 (sin Navarra y País Vasco), 2011, 2013 y 2015. El índice se calcula a partir de doce indicadores⁶⁰, que reflejan el comportamiento del sector público en su doble papel de suministrador y financiador de bienes y servicios, por una parte, y de regulador de la actividad del sector privado, por otra.

Otro indicador que consideramos interesante, y para el que se puede construir una serie estimada para el periodo 1980-2012, es el peso de la economía sumergida en el PIB. Esta serie se ha construido a partir de los datos de Gómez-Antonio y Alañón (2004) y GESTHA-FURV (2014).

⁶⁰ Los indicadores son los siguientes: Comercio, Educación, Medio Ambiente, Movilidad, Sanidad, Vivienda, Gasto Público, Esfuerzo Fiscal, Deuda Pública, Empleo Público, Impuestos y Transferencias.

5. Análisis Clásico de Convergencia

El análisis clásico de convergencia⁶¹ se ha centrado en estudiar la evolución de los indicadores sigma y beta.

5.1. Convergencia Sigma

La convergencia sigma analiza la evolución de las desigualdades existentes a través de alguna medida de dispersión. Este concepto ha sido usado, por ejemplo, por Barro y Sala-i-Martin (1995) y, más recientemente, por Villaverde (2007). Se concluye que existe convergencia de tipo σ si la dispersión experimenta una disminución con el paso del tiempo. Existen diversas medidas de dispersión⁶², siendo las más utilizadas la desviación típica⁶³ y el coeficiente de variación ponderado por la población⁶⁴. En este trabajo, se han calculado ambos estadísticos para el logaritmo del PIB real per cápita. Los resultados para las Comunidades Autónomas españolas se plasman en la Figura 5.

[Figura 5. Convergencia Sigma en PIB Real Per Cápita]

En la figura se observa que el nivel de dispersión ha ido registrando cambios a lo largo del periodo estudiado. Hasta 1984 no se aprecia una disminución de la dispersión, oscilando después entre los años 1985 y 1992, y manteniendo posteriormente una suave trayectoria ascendente hasta finales de la década de los noventa. A partir del año 2000, se experimenta una progresiva reducción, situándose en 2008/2009 en niveles mínimos. La crisis reciente ha provocado un deterioro del proceso de convergencia, aumentando ambos indicadores tras el estallido de la crisis, y manteniéndose la situación prácticamente estable en los tres últimos años. De este modo, si consideramos el balance registrado entre 1980 y

⁶¹ Que sigue básicamente a Barro y Sala-i-Martin (1992).

⁶² En la literatura se han propuesto otras más complejas como el índice de Gini, el índice de Atkinson, el índice de Theil o los índices de entropía generalizada.

⁶³ La desviación típica se calcula mediante la siguiente fórmula:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{17} (y_{i,t} - u_t)^2}{17}}$$

donde y es el ln (PIB real per cápita), i la región objeto de consideración, t cada año del periodo 1980-2014, y u_t la media muestral del ln ($y_{i,t}$).

⁶⁴ El coeficiente de variación ponderado por la población se ha aproximado mediante la siguiente fórmula:

$$Cv - p_t = \sqrt{\sum_{i=1}^{17} \left(\left(\frac{y_{i,t}}{u_t} \times 100 \right) - 100 \right)^2 \times \left(\frac{p_{i,t}}{\sum_{i=1}^{17} p_{i,t}} \right)}$$

donde y es el ln (PIB real per cápita), i la región objeto de consideración, t cada año del periodo 1980-2014, y u_t la media muestral del ln ($y_{i,t}$).

2014, el indicador de dispersión se ha reducido en un 15,7% (según la desviación típica) o un 6% (según el coeficiente de variación ponderado por la población), lo que en principio apunta hacia la existencia de un cierto proceso de convergencia σ en PIB real per cápita.

Estos resultados están en línea con los de Peña *et al.* (2014), que utilizando como variable de análisis el PIB per cápita, y para el periodo 1980-2012, concluyen que el recorrido de la convergencia regional en PIB per cápita, a partir de las bases de datos utilizadas⁶⁵, evidencia cuatro fases notoriamente diferenciadas. La primera, desde 1983 hasta 1985, en la que se produce un fuerte proceso convergente; la segunda, desde 1985 hasta 1999, caracterizada por una cierta evolución divergente en el desarrollo económico; la tercera, desde 1999 hasta el año 2008, determinada por una ligera convergencia regional del PIB per cápita; y la cuarta, desde 2008 hasta 2012, en la que se observa un notable proceso divergente.

5.2. Convergencia Beta Absoluta

A diferencia de la convergencia σ , la convergencia β trata de contrastar si, como consecuencia de la existencia de rendimientos marginales decrecientes en el uso de los factores acumulables, la situación de retraso relativo de las regiones menos desarrolladas tiende a reducirse con el paso del tiempo. Esto implica que estas regiones deben crecer más rápidamente que las ricas, de manera que, a igualdad de tecnología, preferencias y nivel de conocimiento, llegará un momento en el que el PIB per cápita se iguale entre ellas.

Para realizar una primera aproximación al concepto de convergencia β , se representa en la Figura 6 la relación entre el logaritmo del PIB real per cápita en el momento inicial, 1980, y el crecimiento medio del PIB real per cápita en el periodo 1980-2014.

[Figura 6. Convergencia Beta en PIB Real Per Cápita]

La figura muestra que la relación entre las dos variables es decreciente, ya que la recta ajustada a la nube de puntos presenta una pendiente negativa, lo que indica que, en los 34 años analizados, las regiones que inicialmente eran más pobres han crecido a tasas superiores a las de las regiones con mayor nivel inicial de riqueza.

Existe, de este modo, una cierta tendencia a la convergencia entre las Comunidades Autónomas en términos de PIB per cápita. Así, regiones como Extremadura, que presentaba en 1980 el nivel más bajo de PIB per cápita, crecieron en el periodo por encima

⁶⁵ BD.MORES y *Contabilidad Regional de España*.

de la media nacional, mientras que, por el contrario, otras que partían de los niveles más altos, como País Vasco o Navarra, experimentaron crecimientos inferiores a los del conjunto.

Una vez realizada esta primera aproximación al concepto de convergencia, se procederá a contrastar esta hipótesis de manera más rigurosa. Para ello, se analiza la tasa de convergencia beta (β). Este estadístico se obtiene a partir de una regresión de la tasa de crecimiento del PIB por habitante sobre el nivel inicial de la misma variable y mide la fracción del diferencial del PIB per cápita en relación al promedio nacional que se elimina cada año en una hipotética región⁶⁶. Los resultados obtenidos mediante la regresión de sección cruzada a través de mínimos cuadrados ordinarios, para las regiones españolas en el periodo 1980-2014, son los siguientes:

[Tabla 3. Estimación de la Convergencia Beta Absoluta]

En la Tabla 3 el signo negativo de la estimación de b nos informa sobre la existencia de convergencia en PIB real per cápita, pues existe una relación inversa entre la variable PIB per cápita en 1980 y el crecimiento de la variable. Al existir convergencia sigma, necesariamente también debe observarse convergencia beta. Es decir, en general, las Comunidades Autónomas con PIB per cápita más bajo en 1980 han crecido a ritmos más elevados que las que presentaban los mejores valores iniciales.

⁶⁶ Para ello, se utilizará la siguiente expresión, derivada de la loglinearización del modelo neoclásico con tecnología Cobb-Douglas, suponiendo que tanto el progreso técnico como la tasa de ahorro se determinan de manera exógena:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-T}} \right) = a - \frac{b \log(y_{i,t-T})}{T} + u_t^i$$

donde a depende del PIB pc en el estado estacionario y de la tasa de crecimiento del progreso tecnológico exógeno; $b=(1-e^{-\beta T})$ recoge el efecto del PIB pc inicial sobre la tasa de crecimiento medio del periodo, de manera que β representa el ritmo de convergencia o tasa media anual a la que las economías van acortando su distancia relativa respecto al estado estacionario, calculándose de la siguiente forma:

$$\beta = -\frac{\log(1-b)}{T}$$

y u_t^i representa el término de perturbación, serialmente incorrelacionado, con media 0 y varianza σ_u^2 , distribuido independientemente del logaritmo del PIB pc inicial, $\log(y_{i,t-T})$, y de u_t^j con $i \neq j$. Existirá convergencia si el parámetro β estimado en la ecuación es positivo y estadísticamente significativo. La existencia de este tipo de convergencia, no obstante, habría que matizarla en caso de que el ajuste lineal no fuera aceptable (según el coeficiente de determinación) y/o el coeficiente de la regresión no fuera estadísticamente significativo (según el estadístico t).

La β -convergencia se entiende como convergencia absoluta, siempre que se asuma que todas las regiones comparten estado estacionario; es decir, que todas ellas parten de unas condiciones que las hacen converger hacia la misma situación final. La existencia de convergencia absoluta supone que el valor de a que se estima es idéntico para todas las regiones, por lo que todas ellas convergen al mismo estado estacionario independientemente de cuál sea su situación de partida.

Los resultados de la regresión indican que el parámetro b es significativo, aunque el R^2 es bajo. Por otra parte, en la última fila de la tabla se presenta el valor estimado de la velocidad de convergencia (β), expresado en tanto por ciento, que asciende al 0,14% anual entre 1980 y 2014. En cambio, Peña y Jiménez (2013), para el periodo 1980-2008, y el VAB per cápita, obtienen ausencia de convergencia, ya que el estadístico b resulta no significativo.

Pero debemos recordar que el análisis de convergencia β absoluta a partir de regresiones de sección cruzada presenta limitaciones. Así, no se consideran otras variables explicativas del crecimiento económico, que quedan incluidas en el residuo. Además, el término de error no es independiente de las variables explicativas, lo que produciría sesgos en los coeficientes estimados. Como consecuencia de todo esto, que ha sido muy discutido en la literatura, se va a ampliar el campo de análisis al estudio de la convergencia condicional, estimando los determinantes del crecimiento regional mediante técnicas recientes de modelos de datos de panel dinámico. Esta metodología mejora las estimaciones al tener en cuenta conjuntamente las dimensiones temporal y transversal; reduce los problemas de multicolinealidad entre las variables explicativas al ampliarse los grados de libertad con la utilización de un mayor número de observaciones, lo que aumenta la eficiencia; y permite capturar la heterogeneidad no observable, ya sea entre regiones⁶⁷ o entre distintos momentos de tiempo⁶⁸.

6. Modelo a Estimar y Estrategia Econométrica

El modelo de crecimiento que vamos a estimar se va a basar en la tipología de ecuaciones más empleada a nivel empírico, las regresiones *à la* Barro⁶⁹. El objetivo que se persigue con este tipo de ecuaciones es extraer del término de error determinadas variables adicionales al PIB per cápita inicial que se consideren explicativas del crecimiento de esta variable, correlacionadas con el nivel inicial de renta, hecho que introduce un sesgo en el coeficiente b estimado⁷⁰. Si los parámetros estimados del vector de estas variables adicionales son significativos, entonces los estados estacionarios difieren entre las economías objeto de análisis, demostrándose la existencia de convergencia beta condicionada.

⁶⁷ Efectos individuales específicos de las unidades de análisis que son invariantes en el tiempo.

⁶⁸ Efectos que afectan por igual a todas las unidades del estudio pero que varían en el tiempo.

⁶⁹ Véase por ejemplo Barro (1991).

⁷⁰ Sala-i-Martin (1994).

En particular, y siguiendo la formulación propuesta por Durlauf *et al.* (2005), la ecuación de crecimiento a estimar es la siguiente:

$$y_{i,t} = \beta \ln Y_{i,0} + \varphi X_{i,t} + \pi Z_{i,t} + \theta_t + \varepsilon_{i,t},$$

$$\text{con } \varepsilon_{i,t} = \alpha_i + u_{i,t} \quad (1)$$

donde $y_{i,t}$ es el crecimiento del PIB per cápita en el periodo que se considera; $Y_{i,0}$ es el logaritmo del PIB per cápita inicial, y recoge el factor de convergencia (β); X es el vector que incluye los determinantes clásicos del modelo de Solow (1956) y Mankiw *et al.* (1992), es decir, población, capital físico y capital humano; y Z es el vector que incluye los determinantes adicionales que se consideran en los modelos de crecimiento endógeno, y sobre los que las CC.AA. pueden tener algún tipo de competencia. Por su parte, θ_t son los efectos temporales, α_i son los efectos específicos individuales y $u_{i,t}$ es el término de error idiosincrásico. i hace referencia a las 17 Comunidades Autónomas y t al periodo.

La estrategia sería, en primer lugar, estimar con esta metodología la convergencia beta absoluta; en segundo lugar, estimar con las variables del modelo clásico de Solow ampliado con capital humano; y, posteriormente, introducir otras variables adicionales por temas, e interacciones entre ellas, para analizar las posibles complementariedades existentes entre los regresores y cómo afectan realmente al crecimiento real del PIB per cápita⁷¹. En este caso, con interacciones, la ecuación a estimar sería la siguiente:

$$y_{i,t} = \beta \ln Y_{i,0} + \varphi X_{i,t} + \pi Z_{i,t} + \rho A_{i,t} * B_{i,t} + \theta_t + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{con } \varepsilon_{i,t} = \alpha_i + u_{i,t} \quad (2)$$

con A y B representando las variables que se interaccionan, que pueden ser del vector X o del Z .

Así, por ejemplo, para calcular el efecto marginal de la variable A sobre el crecimiento del PIB per cápita, considerando que A pertenezca al vector Z , se tendría que diferenciar la ecuación (2) con respecto a la variable A , de la siguiente forma:

$$\frac{\partial y_{i,t}}{\partial A_{i,t}} = \pi + \rho * B_{i,t} \quad (3)$$

⁷¹ Para una descripción más detallada sobre la especificación de los modelos de interacción, pueden verse Friedrich (1982), Braumoeller (2004), y Brambor *et al.* (2006).

Con ello, se tiene que el efecto marginal de A es una función de B . Los parámetros de interés son π y ρ . Si el efecto marginal de la variable A aumenta con B , ρ será positivo, aunque el efecto total va a depender del signo de π ⁷².

En nuestro análisis los datos no se van a considerar en frecuencia anual, ya que este periodo se considera muy corto para realizar estudios de convergencia⁷³. Promediar temporalmente reduce la influencia de los shocks a corto plazo y del ciclo sobre la actividad económica, y permite captar las relaciones de largo plazo. Por tanto, es una manera de evitar el problema de no estacionariedad que ocasionaría resultados sesgados. No obstante, y como señaló Temple (1999), no hay consenso sobre cuál es el intervalo óptimo. Existen ejemplos en la literatura de uso de promedios de tres⁷⁴ y cinco⁷⁵ años. En nuestro caso, hemos optado por emplear siete periodos temporales que corresponden a promedios de cinco años⁷⁶, cuyos resultados son los que se comentan. También se han realizado pruebas de robustez, estimando las mismas ecuaciones pero utilizando promedios de tres años; así como especificaciones alternativas del *GMM system*⁷⁷, tanto con los promedios de cinco como con los de tres años⁷⁸.

Para estimar los parámetros del panel dinámico se utilizarán tres métodos: mínimos cuadrados ordinarios (MCO), efectos fijos o *within-groups* (EF) y método generalizado de momentos de sistema (*GMM system*)⁷⁹. Todos ellos se han estimado usando Stata 13, y con el comando *xtabond2* de Roodman (2009a) para el caso del *GMM system*⁸⁰. Los métodos de MCO y efectos fijos para datos de panel no son apropiados en este tipo de análisis, ya

⁷² El valor de B que hace cero el efecto marginal será $-\pi/\rho$. En el caso de que la variable B tuviera valores enteros, se podría efectuar una representación gráfica de los efectos marginales de A en función de B , como se efectuará en la aplicación empírica posterior. En este caso, a efectos de interpretación, y como señalan Brambor *et al.* (2006), habría que calcular los errores estándar correspondientes del efecto marginal. Estos se calculan a partir de los coeficientes estimados y según la siguiente expresión recogida en Aiken y West (1991):

$$\sigma_{\frac{\partial y_{i,t}}{\partial A_{i,t}}} = \sqrt{\text{var}(\pi) + B_{i,t}^2 * \text{var}(\rho) + 2 * B_{i,t} * \text{Cov}(\pi, \rho)}. \quad (4)$$

⁷³ Véase Islam (1995).

⁷⁴ Por ejemplo, Brun *et al.* (2002), Madariaga y Poncet (2007), Li y Xu (2008) y Bonneford (2014).

⁷⁵ Entre otros, Islam (1995), Caselli *et al.* (1996), Bond *et al.* (2001), Söderbom y Teal (2003) y Economidou *et al.* (2006).

⁷⁶ 1981-1985, 1986-1990, 1991-1995, 1996-2000, 2001-2005, 2006-2010 y 2011-2014 (este último promedio es de cuatro años, por no haber más información posterior).

⁷⁷ Sin restringir, *lag (2 .) collapse* y *lag (2 2) collapse*.

⁷⁸ Estos análisis adicionales no se recogen en el presente trabajo por razones de espacio, pero por supuesto están a disposición de los lectores interesados.

⁷⁹ Blundell *et al.* (2000) y Roodman (2009a) proporcionan revisiones muy completas de la metodología *GMM*.

⁸⁰ Opción *one-step, collapse* (especifica que debe crearse un instrumento por cada variable y retardo, en vez de uno por cada periodo de tiempo, variable y retardo) y con corrección por muestra pequeña.

que proporcionan estimaciones sesgadas e inconsistentes en el marco de un panel dinámico⁸¹. Específicamente, el sesgo de variables omitidas suele afectar a los coeficientes estimados por MCO, debido a la influencia de características específicas de las regiones. Esto podría solucionarse con la técnica de estimación de efectos fijos (*within-groups*), pero ninguno de estos métodos solucionan el problema de la potencial endogeneidad de las variables o los errores de medida. El sesgo en la variable dependiente retardada es positivo en el caso de MCO, debido a la correlación existente entre el efecto individual y la variable dependiente retardada. Por su parte, el estimador de efectos fijos tendrá un sesgo hacia abajo en los paneles con un número reducido de periodos temporales. Los coeficientes de las demás variables explicativas también estarían sesgados como consecuencia de su correlación con la variable dependiente retardada. Por todo ello, las estimaciones por MCO pueden considerarse como un límite superior, mientras que las estimaciones por EF serían un límite inferior, como demostraron Bond *et al.* (2001) y Hoeffler (2002), por lo que dichas estimaciones nos servirán de marco de referencia.

Para solucionar estos problemas de sesgo por variables omitidas, endogeneidad y error de medida, Caselli *et al.* (1996) propusieron aplicar a los datos de panel un estimador con el método generalizado de momentos en primeras diferencias⁸². Así, para cada periodo, es necesario realizar la primera diferencia de la ecuación, para eliminar el efecto específico individual. Este método aprovecha óptimamente todas las restricciones de momentos lineales que se derivan de un modelo dinámico de datos de panel, aplicando una matriz de restricciones de ortogonalidad (condiciones de momentos) a un modelo econométrico para obtener estimaciones consistentes e insesgadas. No obstante, posteriormente Bond *et al.* (2001) demostraron que, cuando las series son persistentes, como es el caso del PIB per cápita, y el número de años disponibles es relativamente reducido, los niveles retardados de las variables son instrumentos débiles, estando sesgado el estimador *GMM* en primeras diferencias. La solución propuesta fue el estimador *GMM system*, desarrollado por Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998), que permite extraer mejor la información de las series temporales. Este estimador utiliza un supuesto adicional sobre las condiciones iniciales, que las primeras diferencias de las variables instrumentales no están correlacionadas con los efectos fijos, para obtener condiciones de los momentos que siguen proporcionando información válida incluso cuando las series son persistentes. Por ello, Bond *et al.* (2001) recomiendan la utilización de este estimador para

⁸¹ Véanse Nickell (1981) y Hsiao (1986).

⁸² Adaptación del método descrito por Holtz-Eakin *et al.* (1988) y Arellano y Bond (1991).

la investigación empírica del crecimiento económico. Siguiendo esta recomendación, éste será el procedimiento de estimación principal utilizado en este trabajo.

El procedimiento del *GMM system* consiste en la estimación conjunta de la ecuación en niveles y primeras diferencias. Los instrumentos utilizados en las ecuaciones en primeras diferencias son los niveles retardados de los regresores, y para la ecuación en niveles, las primeras diferencias retardadas de las variables explicativas.

La consistencia del estimador *GMM system* depende de dos condiciones: la ausencia de correlación de segundo orden en los residuos, y la validez de los instrumentos, que no deben estar correlacionados con el término de error. Para contrastar la primera condición se utiliza el test de Arellano-Bond, que examina las correlaciones de primer y segundo orden en los residuos de la ecuación en primeras diferencias. Por definición, siempre existe autocorrelación de primer orden, debido al hecho de aplicar primeras diferencias a la especificación, ya que de lo contrario ello estaría indicando que no existen efectos dinámicos y el estimador *GMM system* no sería adecuado por tanto. El test de segundo orden contrasta si existe autocorrelación de ese orden en los residuos de la regresión de primeras diferencias y está distribuido como una distribución estándar normal⁸³. Por su parte, para contrastar la validez de los instrumentos, se utilizan el test de Sargan (1958)⁸⁴ y el de Hansen (1982)⁸⁵. El test de Hansen confirma la validez de los instrumentos en niveles y el test de Sargan la validez de los nuevos instrumentos en diferencias para la ecuación en niveles añadida por el *GMM system*.

Roodman (2009b) demuestra que usar demasiados instrumentos puede provocar resultados sesgados en la estimación *GMM system*, señalando que aunque no existe acuerdo en la literatura empírica sobre el número máximo de instrumentos a utilizar, lo usual es que se tengan menos instrumentos que individuos. En nuestro estudio, al ser la

⁸³ La estimación está correcta, desde el punto de vista de la autocorrelación, cuando $AR(2) > 0,05$ (Labra y Torrecillas, 2014).

⁸⁴ El estadístico que reporta este test es el χ^2 . El número que acompaña al χ^2 en la salida de la estimación, indicado entre paréntesis, corresponde a la cantidad de instrumentos que exceden a los necesarios. La diferencia entre el número total de instrumentos y los que sobran, es el número óptimo de instrumentos para el modelo. La hipótesis nula (H_0) es: las restricciones de sobreidentificación son válidas. El criterio de rechazo es $Prob > \chi^2 \geq 0,05$ (5%). Si la probabilidad es mayor o igual a 0,05, los instrumentos utilizados en la estimación son válidos y por tanto no existe sobreidentificación. Por el contrario, si el valor es inferior a 0,05, los instrumentos no son válidos, debido probablemente a una sobreidentificación. Si la probabilidad es igual o cercana a 1, eso no significa que los instrumentos sean válidos, sino que probablemente no se están cumpliendo las propiedades asintóticas del test, en cuyo caso debemos rechazar la H_0 , al igual que cuando el valor es $< 0,05$ (Labra y Torrecillas, 2014).

⁸⁵ El estadístico que reporta este test es el χ^2 , al igual que el de Sargan. El valor de $Prob > \chi^2$ debe estar situado en el siguiente intervalo: $0,05 \leq Prob > \chi^2 < 0,8$. Según Roodman (2009b) sería óptimo encontrar la $Prob > \chi^2$ en el siguiente intervalo: $0,1 \leq Prob > \chi^2 < 0,25$ (Labra y Torrecillas, 2014).

dimensión transversal pequeña (17), existe un posible problema de “proliferación” de instrumentos, como recogen Bowsher (2002) y Roodman (2009b), haciendo ello que algunos resultados asintóticos de los estimadores y tests de especificación sean inexactos. Para paliarlo, se ha utilizado la opción *collapse*, de forma que el estimador *GMM* se basa en un instrumento por variable, en vez de un instrumento por cada variable en cada periodo⁸⁶. En cualquier caso, Soto (2009) efectúa simulaciones de Monte Carlo para *GMM system* con muestras pequeñas, encontrando que, considerando que cierta persistencia está presente en las series, el estimador *GMM system* presenta menor sesgo y mayor eficiencia que los demás estimadores analizados⁸⁷, incluido el estimador *GMM* de primeras diferencias.

Otro problema que puede surgir en la estimación es la existencia de dependencia del término de error de sección cruzada (*cross-sectional error dependence*). Para tenerlo en cuenta, se han introducido efectos temporales en la estimación, que capturan las tendencias comunes en la variable dependiente y reducen el sesgo asintótico del estimador en presencia de este tipo de error.

7. Resultados

En los próximos apartados se procederá a presentar las principales conclusiones obtenidas de las estimaciones realizadas. En el primero, se recoge la estimación base. En los apartados dos y tres, se considerarán diferentes alternativas para aproximarse a la inversión y el capital humano, respectivamente. A partir del apartado cuarto, se incluirán en todas las regresiones el PIB per cápita inicial, la tasa de crecimiento de la población, la tasa de inversión en porcentaje del PIB y los años medios de estudio, y se irán introduciendo adicionalmente las variables objeto de interés en cada caso, relacionadas con las competencias de las CC.AA., política fiscal, innovación, emprendimiento, apertura comercial, y economía sumergida y calidad institucional.

7.1. Estimación Base

En la columna 1 de la Tabla 4 se muestran los resultados correspondientes de la regresión entre el crecimiento del PIB real per cápita y el nivel de PIB per cápita al inicio de cada periodo de cinco años, según los tres métodos de estimación considerados: mínimos cuadrados ordinarios, método generalizado de momentos de sistemas y modelo de

⁸⁶ Otra opción es limitar el número de retardos.

⁸⁷ Se analiza mínimos cuadrados ordinarios, efectos fijos, *GMM* en diferencias, *GMM* en niveles y *GMM system*, tanto *one-step* como *two-step*.

efectos fijos. El signo negativo asociado a la renta inicial confirma la existencia de un proceso de convergencia beta absoluta entre las CC.AA. en el periodo considerado, si bien la magnitud del mismo depende del método de estimación elegido, siendo más elevado en el caso del modelo de efectos fijos, que considera las características propias de cada Comunidad Autónoma, e indica el proceso de convergencia hacia el estado estacionario de cada una, y no hacia un estado estacionario único.

[Tabla 4. Estimación Básica]

En la columna 2, se ha realizado la misma estimación, pero diferenciando a las Comunidades Autónomas en función de la forma de acceso a la Autonomía. En todos los casos, los resultados confirman la existencia de un proceso de convergencia, correspondiendo los menores coeficientes a las dos regiones forales. En el caso particular del *GMM system*, el mayor coeficiente corresponde a las regiones que accedieron por la vía rápida (artículo 151 de la CE), si bien el test de igualdad de coeficientes realizado muestra que dicha diferencia no es estadísticamente significativa respecto a las regiones del artículo 143⁸⁸.

Finalmente, en la columna 3 se recogen los resultados de la regresión entre el crecimiento del PIB per cápita, condicionado al nivel de PIB per cápita inicial, el crecimiento de la población, la tasa de inversión total no residencial, en porcentaje del PIB, y los años medios de estudio⁸⁹. En este caso, también se obtiene un signo negativo del coeficiente correspondiente al nivel de PIB per cápita inicial, apuntando que ha habido un proceso de convergencia regional, aunque sólo es significativo en el caso de EF. Por lo que respecta a las demás variables, el crecimiento de la población tiene un impacto negativo en el crecimiento del PIB per cápita, como predice el modelo de Solow, mientras que los años medios de estudio ejercen una influencia positiva. En el caso de la tasa de inversión, los coeficientes estimados en la estimación base tienen signo positivo, aunque de menor magnitud que el capital humano, y sólo resulta significativo en el caso de MCO.

Cuando se ha efectuado la estimación de la ecuación de convergencia considerando el resto de variables adicionales, también se ha obtenido evidencia generalizada de la existencia de un proceso de convergencia regional, con un signo negativo en el coeficiente

⁸⁸ Sí se puede rechazar la hipótesis de igualdad de coeficientes entre las regiones forales y las del artículo 151 y 143.

⁸⁹ Dado que el objetivo del trabajo no es estimar el modelo de Solow, sino más bien una regresión *à la* Barro, sólo se ha considerado el crecimiento de la población, que es lo que constituye el elemento diferencial regional y no la suma de éste con la tasa de progreso técnico y la tasa de depreciación, que se suele considerar constante para todas las CC.AA. Además, en la ecuación en diferencias, las constantes se anulan.

que acompaña al PIB per cápita inicial, mostrando la tasa de crecimiento de la población una contribución negativa y los años medios de estudio un impacto positivo, de lo que se deduce que el capital humano es un determinante clave para el crecimiento, y puede constituir un factor de convergencia regional.

Por lo que respecta a la tasa de inversión total los resultados no son tan concluyentes, aunque con carácter general cabe señalar que presenta en un buen número de ocasiones un efecto positivo sobre el crecimiento del PIB per cápita, aunque limitado y no suele ser significativo⁹⁰.

En relación a los contrastes, y con carácter general para todas las tablas, se obtienen R^2 relativamente elevados en las estimaciones por MCO y efectos fijos. En el caso del *GMM system*, el test de autocorrelación de Arellano y Bond suele señalar la existencia de correlación serial de primer orden, pero no de segundo. Este resultado demuestra, además, la ausencia de dependencia espacial en el modelo estimado, que podría sesgar los estimadores⁹¹, por lo que no se han introducido efectos desbordamiento en las estimaciones. En cuanto a los tests de Hansen y Sargan, hay que tomar los resultados con cautela cuando los p-valores están próximos a la unidad, circunstancia que puede ocurrir como consecuencia de que la muestra tiene un número de secciones reducido, y se ha utilizado un número de instrumentos superior al deseable.

7.2. Estimación con *Proxies* Alternativas de Inversión

En este apartado se utilizarán diversas *proxies* de la tasa de inversión para analizar con más detalle si existe algún tipo de inversión en particular que tenga una contribución más elevada al crecimiento del PIB per cápita en las CC.AA. españolas y a la convergencia.

En la columna 1 de la Tabla 5 se ha estimado la ecuación diferenciando entre inversión pública y privada. La inversión pública corresponde a la realizada por las ramas de Administración Pública, Educación y Sanidad⁹². Por los tres métodos de estimación se obtiene un efecto positivo en el caso de la tasa de inversión privada, mientras que la pública tendría una contribución negativa, si bien no se obtienen valores estadísticamente significativos, salvo en el caso de la inversión privada estimada por MCO. Se ha efectuado

⁹⁰ En general, sólo ha salido significativa cuando se ha estimado por MCO.

⁹¹ Como señalan también Martín-Mayoral y Garcimartín (2009).

⁹² Se ha incluido también la educación y sanidad privada. Así, esta variable recoge la inversión del sector público y la parte privada de los servicios sociales.

también un test de igualdad de coeficientes entre la inversión pública y privada, pudiéndose rechazar la hipótesis de igualdad al nivel del 10% en los tres casos.

[Tabla 5. Estimación con *Proxies* Alternativas de Inversión]

En la columna 2 la estimación se ha efectuado distinguiendo entre la tasa de inversión en infraestructuras, excluidas las viviendas, y el resto de inversión. Dentro de las infraestructuras, se incluyen las viarias, hidráulicas públicas, ferroviarias, aeroportuarias, portuarias, urbanas de Corporaciones Locales y otras construcciones no incluidas en los conceptos anteriores. Se obtiene un efecto negativo de este tipo de inversión sobre el crecimiento del PIB per cápita en el caso de MCO y EF, y ligeramente positivo según el *GMM system*. Mientras, para el resto (equipo de transporte, maquinaria y equipo, activos cultivados y activos inmateriales), sí existe unanimidad en recoger un efecto positivo, e incluso significativo cuando se estima por MCO.

En la columna 3 se ha diferenciado entre inversión en TIC, donde se incluye equipo de oficina y hardware, comunicaciones y software, y el resto. Se obtiene una positiva contribución de la inversión en nuevas tecnologías⁹³, mientras que el resto ejercería un efecto negativo, siendo estadísticamente significativo en el caso de *GMM system*, aunque de magnitud limitada.

Finalmente, en las columnas 4 y 5, en vez de utilizar la tasa de inversión, se ha utilizado el capital público real por habitante, total, o diferenciando entre público y privado, respectivamente. Aplicando MCO y el modelo de efectos fijos, el capital público por habitante tendría un impacto positivo y significativo, mostrando tanto el capital público como el privado una aportación positiva. Por el contrario, según el *GMM system*, el efecto sería negativo, condicionado por el resultado del capital privado per cápita, aunque los coeficientes no serían estadísticamente significativos.

7.3. Estimación con *Proxies* Alternativas de Capital Humano

Para “aproximar” el concepto de capital humano, y siguiendo la literatura empírica, se han utilizado, además de los años medios de escolarización, el porcentaje de población en edad de trabajar con estudios medios, el porcentaje de población en edad de trabajar con estudios superiores, la suma de los dos anteriores, y el valor del capital humano per cápita de la población en edad de trabajar.

[Tabla 6. Estimación con *Proxies* Alternativas de Capital Humano]

⁹³ Salvo en el modelo de efectos fijos, siendo además significativa para MCO.

La evidencia pone de manifiesto, al igual que en el caso de los años medios de estudio, que las demás *proxies* del capital humano también muestran una aportación positiva al crecimiento, destacando especialmente los resultados para el valor del capital humano per cápita de la población en edad de trabajar. La excepción es el porcentaje de población en edad de trabajar sólo con estudios medios, cuyo coeficiente es negativo, lo que podría indicar que para aumentar el PIB per cápita no sólo es necesario contar con un porcentaje elevado de población con formación intermedia, sino que también es necesario que haya trabajadores con estudios superiores.

7.4. Efectos de las Competencias de las CC.AA.

En este apartado se va a analizar la relación entre los indicadores de competencias propuestos⁹⁴ y el crecimiento del PIB per cápita, junto con las variables tasa de inversión, crecimiento de la población y años medios de estudio.

[Tabla 7. Efectos de las Competencias de las CC.AA.]

Los resultados de la Tabla 7 muestran, según los tres métodos de estimación, una relación negativa entre el número de competencias asumidas por las CC.AA. y el crecimiento del PIB per cápita, en el caso de utilizar el porcentaje de competencias respecto a la media (columna 1), lo que pondría de manifiesto que una región, por tener más autonomía competencial que la media, no registraría un crecimiento relativamente superior del PIB per cápita, que le haría converger más. De hecho, el factor de convergencia estimado resulta inferior al obtenido en la estimación básica.

En las columnas 2 y 3 se ha utilizado el número de competencias totales y comunes, respectivamente, siendo el coeficiente obtenido prácticamente nulo en todos los casos, de forma que estas variables no afectarían a la variable dependiente.

En la columna 4 se ha efectuado la estimación teniendo en cuenta el Índice de Competencias calculado, obteniéndose en todos los casos un efecto negativo del mismo, de mayor o menor magnitud, si bien no es estadísticamente significativo.

Posteriormente, se ha procedido a introducir la interacción de este Índice de Competencias con la tasa de inversión, en la columna 5, obteniéndose un coeficiente negativo, aunque prácticamente nulo, en el caso de MCO y *GMM system*. Una posible explicación es que la inversión no se realiza de manera exclusiva por parte de las CC.AA.,

⁹⁴ Véase la sección 4, dedicada a las variables y fuentes estadísticas.

sino que es compartida, y que la inversión privada puede que sea independiente de la actuación pública.

Por su parte, en la columna 6 se ha efectuado la interacción entre el Índice de Competencias y los años medios de estudio, observándose la existencia de una complementariedad entre ambas variables⁹⁵; de forma que los años medios de estudio tienen un efecto mayor sobre el crecimiento cuando el Índice de Competencias es más elevado, es decir, cuando hay un mayor número de competencias asumidas. Este resultado podría apuntar quizás hacia que las regiones con mayor grado de autonomía han realizado un esfuerzo adicional o gestionado más eficientemente en materia educativa⁹⁶.

[Figura 7. Efecto Marginal de los Años Medios de Estudio sobre el Crecimiento del PIB Real Per Cápita, según Índice de Competencias]

7.5. Efectos de la Política Fiscal

Además de los efectos del diferente grado competencial de las CC.AA., resulta interesante conocer cómo afecta la actuación del sector público sobre las variables de política fiscal (Tabla 8). Uno de los indicadores que más se utiliza el peso del gasto público en relación al PIB. En las estimaciones efectuadas (columna 1) se obtiene un coeficiente negativo, aunque no significativo, en el caso de MCO y *GMM system*, y prácticamente nulo con EF, de forma que no puede afirmarse que sea una variable relevante por sus efectos en el crecimiento real del PIB per cápita.

En la columna 2, en vez de utilizar el gasto público total, se ha considerado el gasto público por habitante en servicios fundamentales (educación, sanidad y servicios sociales) realizado por las CC.AA., que es el principal capítulo del gasto regional. Según el *GMM system* y el modelo de efectos fijos, esta variable tendría un efecto positivo en el crecimiento real del PIB per cápita. Si se utiliza como indicador el porcentaje de gasto en este tipo de servicios de las CC.AA. respecto al llevado a cabo por el total de AA.PP. (columna 3), también se obtendría una contribución positiva y significativa en el caso del *GMM system*. En cambio, los tres métodos coinciden en no encontrar efectos positivos del peso de la inversión realizada por las CC.AA. respecto al total (columna 4), siendo el coeficiente prácticamente nulo.

[Tabla 8. Efectos de la Política Fiscal]

⁹⁵ Estadísticamente significativa en el caso del modelo de efectos fijos.

⁹⁶ Salinas (2014), para países de la OCDE, y Solé-Ollé y Esteller-Moré (2005) y Salinas y Solé-Ollé (2009), para España, encuentran que el rendimiento educativo de los alumnos en el último curso de secundaria mejora con la descentralización.

En la columna 5 se ha introducido en la estimación el peso de los ingresos públicos en el PIB, obteniéndose efectos negativos con MCO y *GMM system*, y positivos con EF, si bien los coeficientes no son significativos en ningún caso. Tampoco se obtienen resultados concluyentes cuando se diferencian los ingresos según el margen de actuación de las Comunidades Autónomas. Así, cuando se considera el peso de los ingresos públicos no financieros propios de las CC.AA. respecto al total de ingresos públicos, se obtiene una muy reducida contribución positiva en el caso de MCO y *GMM system* (columna 6), y es mayoritariamente nulo su impacto cuando se consideran además los ingresos procedentes de impuestos directos e indirectos (columna 7).

En la columna 8 se recoge el análisis de la influencia de la deuda pública, en porcentaje del PIB, obteniéndose un efecto positivo en el caso de MCO y *GMM system*, y negativo en el caso de efectos fijos, no siendo significativo en ningún caso.

A continuación se ha planteado la interacción entre el gasto público y el Índice de Competencias (columna 9), la tasa de inversión privada (columna 10) y la deuda pública (columna 11). También se han relacionado los ingresos públicos y la deuda pública, en porcentaje del PIB (columna 12). Considerando el método *GMM system*, sólo es destacable comentar que se obtienen coeficientes negativos y significativos de la interacción entre el gasto público y los ingresos públicos con la deuda pública. La deuda pública tendría un efecto positivo y significativo sobre el crecimiento del PIB per cápita (columnas 11 y 12). No obstante, este efecto marginal positivo de la deuda pública se anularía con unos pesos del gasto público o de los ingresos públicos en torno al 13%. Así, por ejemplo, con un gasto público que representase el 15% del PIB, el efecto marginal total de la deuda pública sería negativo para el crecimiento. Estos resultados podrían indicar que mientras que el gasto público se mantenga en niveles moderados, las cuentas públicas pueden estar equilibradas, y la deuda pública no supone una carga para el crecimiento. O visto de forma inversa, el gasto público podría tener efectos positivos sobre el crecimiento, pero el efecto marginal podría pasar a ser negativo con niveles elevados de deuda, dado que el gasto iría entonces destinado al pago de intereses de la deuda más que a la inversión productiva.

Finalmente, se ha diferenciando tanto el gasto público (columna 13) como la deuda pública (columna 14) en función del procedimiento de acceso a la autonomía de la región, para apreciar si existen pautas diferentes entre ellos. Según el método de estimación escogido, los resultados varían. Considerando el método *GMM system*, se tendría un efecto negativo generalizado en el caso del gasto público. Se han aplicado tests de igualdad de

coeficientes, rechazándose que sean iguales. Los mayores efectos negativos del gasto público corresponderían a las Comunidades forales, habiéndose obtenido un coeficiente significativo. En el lado opuesto, el menor efecto negativo correspondería a las regiones del artículo 151. Por lo que respecta a la deuda pública, también se rechaza la hipótesis de igualdad de coeficientes, encontrándose un efecto positivo para las CC.AA. del artículo 151 y 143, y negativo para las forales, aunque ningún coeficiente resulta significativo.

7.6. Efectos de la Innovación

Para “aproximar” la innovación (Tabla 9) uno de los indicadores seleccionados ha sido el número de patentes solicitadas por millón de habitantes (columna 1), si bien no resulta significativo; el coeficiente estimado es positivo, aunque muy cercano a cero, según los tres métodos de estimación. En cambio, sí resulta significativa y positiva, aplicando *GMM system*, la aportación de la tasa de inversión en TIC, más concretamente la privada⁹⁷, al crecimiento del PIB per cápita (columna 2), siendo negativo el efecto del resto de inversión. Por tanto, estos resultados apuntarían hacia la importancia de la inversión en este tipo de activos como factor de convergencia regional⁹⁸.

[Tabla 9. Efectos de la Innovación]

En las columnas 3-6 se ha introducido el porcentaje de gasto en Investigación y Desarrollo (I+D) respecto al PIB, el total y el realizado por las empresas, y el peso del personal dedicado a estas actividades en la población ocupada, también diferenciando entre total y empresarial. Todas estas variables muestran una contribución positiva, en mayor o menor magnitud, según los tres métodos de estimación considerados.

En la columna 7 se ha introducido la interacción entre el gasto en I+D y la tasa de inversión en TIC, ambos en porcentaje del PIB, observándose que ambos presentan una complementariedad, siendo el coeficiente de este término positivo, tanto con MCO como *GMM system*. En ambos casos se rechaza la hipótesis de igualdad de coeficientes. Por tanto, serían aconsejables medidas de política económica que incentivaran ambos indicadores, por sus efectos positivos y complementarios sobre el crecimiento del PIB per cápita.

⁹⁷ También se obtiene un coeficiente positivo de la tasa de inversión pública en TIC, pero no resulta significativo, al menos al nivel del 10%.

⁹⁸ Al incluir la inversión en TIC se obtiene un factor de convergencia más elevado que con la estimación básica.

En la columna 8 se ha considerado el emprendimiento, a través de la variable sociedades creadas por diez mil habitantes, y su vinculación con la innovación mediante el gasto en I+D en porcentaje del PIB. El gasto en I+D mantiene un coeficiente positivo similar al obtenido en la columna 3, no siendo significativa la influencia conjunta con el emprendimiento, con un coeficiente estimado cercano a cero, tanto según MCO como EF. En cambio, mediante *GMM system*, se obtiene una interacción negativa entre ambas variables. En particular, el efecto marginal positivo del gasto en I+D pasaría a ser negativo a partir de una tasa de emprendimiento de 17,4. Este resultado podría explicarse por el hecho de que el gasto en I+D lo realizan sobre todo las empresas grandes, de manera que, por sus efectos sobre el crecimiento, sería mejor crear pocas y grandes empresas, o ir aumentando el tamaño de las existentes, que muchas y de menor tamaño.

Posteriormente, se ha analizado la interacción entre: sociedades creadas y patentes (columna 9), patentes y tasa de inversión en TIC (columna 10), años medios de estudio y patentes (columna 11), porcentaje de población en edad de trabajar con estudios superiores y patentes (columna 12), e Índice de Competencias y patentes (columna 13); no obteniéndose resultados relevantes para ninguno de los tres métodos de estimación, lo que confirmaría el resultado obtenido en la columna 1. En suma, nuestro análisis econométrico arroja que la variable patentes no parece que contribuya a explicar el crecimiento real del PIB per cápita de las regiones españolas. Finalmente, en la columna 14 se ha introducido el Índice de Competencias regional y su interacción con el gasto en I+D, obteniéndose resultados diferentes según el método de estimación.

7.7. Efectos del Emprendimiento

Para analizar la influencia del emprendimiento sobre el crecimiento real del PIB per cápita de las regiones españolas se han utilizado diferentes indicadores (Tabla 10). Hay dos que tratan de “aproximar” la tasa de emprendimiento: el número de sociedades creadas por diez mil habitantes (columna 1) y el número de empresas por mil habitantes (columna 3). En el primer caso, se obtienen coeficientes positivos y significativos con MCO y EF, siendo también positivo el coeficiente en el caso del *GMM system*. Por lo que respecta al número de empresas en relación a la población, los resultados también apuntarían hacia una contribución positiva, salvo con EF. De todas formas, hay que matizar que no sólo es importante contar con un elevado número relativo de empresas respecto a la población, sino que hay que considerar adicionalmente otras características de las mismas.

[Tabla 10. Efectos del Emprendimiento]

Así, en la columna 2, se ha introducido como variable el peso de los ocupados no asalariados en el total, obteniéndose resultados no concluyentes. Según MCO y *GMM system* tendría efectos negativos, mientras que serían positivos según EF, no siendo en ningún caso significativos. En cambio, cuando se introduce el tamaño empresarial, entendido como el número de asalariados por empresa (con asalariados) (columna 4), sí se obtiene una contribución positiva y significativa en el caso del *GMM system* al crecimiento del PIB per cápita, haciendo significativo el factor de convergencia⁹⁹. De este modo, la evidencia no permite confirmar si tener un mayor porcentaje de trabajadores autónomos constituye un factor que favorezca el crecimiento del PIB real regional, aunque sí parece apuntar que contar con un mayor número de trabajadores por empresa, es decir, contar con un tejido empresarial más dimensionado, afecta positivamente a la convergencia.

Posteriormente, se ha profundizado en la estructura empresarial. No se obtienen, atendiendo a los tres métodos, resultados concluyentes cuando se considera el peso de las empresas sin asalariados (columna 5) o de las empresas de tamaño pequeño y medio, esto es, entre 1 y 49 trabajadores (columna 6). En cambio, se observa un efecto positivo del porcentaje de empresas con 50 y más trabajadores (columna 7), con coeficientes estadísticamente significativos con MCO y EF.

En la columna 8 se ha añadido la interacción entre tasa de emprendimiento y capital humano. Dado que los resultados obtenidos por los tres métodos son similares, el comentario hará referencia sólo al *GMM system*. Al considerar la complementariedad entre ambas variables, las sociedades creadas por diez mil habitantes pasan a ser significativas, y el coeficiente estimado es más positivo, lo que implicaría una mayor contribución al crecimiento del PIB per cápita. El hecho de que el signo del coeficiente de la interacción sea negativo¹⁰⁰ estaría en línea con lo sostenido por Salas y Sánchez-Asín (2010), según los cuales la proporción de emprendedores es menor en las CC.AA. con una mayor calidad relativa de los servicios que éstos proporcionan, ya que habrá empresas más grandes y menos empresarios sin asalariados¹⁰¹.

⁹⁹ Lo que no ocurría en el caso de la estimación básica.

¹⁰⁰ El que la interacción sea negativa no afecta al efecto marginal positivo que tienen tanto el capital humano como el emprendimiento, porque los niveles de años medios de estudio y sociedades creadas por población son inferiores a los que hacen nulos a los respectivos efectos marginales (12,7 años y 37,2 sociedades).

¹⁰¹ Por su parte, van Praag y van Stel (2013) señalan que la tasa de emprendedores óptima tiende a decrecer con los niveles de educación terciaria, en sintonía con la teoría macroeconómica y la evidencia de que los propietarios de empresas con mayor nivel de capital humano dirigen empresas más grandes.

Finalmente, se ha estudiado si el grado de Autonomía de la región ejerce alguna interacción con la tasa de emprendimiento para explicar el crecimiento real del PIB per cápita (columna 9), obteniéndose un coeficiente negativo y significativo entre ambos. Centrando el análisis en el *GMM system*, dado que los resultados por los tres métodos son similares, se obtiene también que la tasa de emprendimiento pasa a ser significativa al introducir la interacción, y el coeficiente positivo es de mayor magnitud. Los resultados muestran que a mayor Autonomía, el efecto marginal total de la tasa de emprendimiento va reduciéndose, siendo nulo en los casos en los que el Índice de Autonomía toma el valor 5. O interpretado a la inversa, cuando la tasa de emprendimiento es suficientemente elevada (en torno a 17 sociedades creadas por cada diez mil habitantes), el efecto marginal del Índice de Competencias sería nulo, y a mayor nivel, tendría un efecto negativo sobre el PIB per cápita. Esto podría indicar quizás que una economía con una elevada tasa de emprendimiento no necesita una acción gubernamental adicional para generar efectos sobre el crecimiento del PIB per cápita.

[Figura 8. Efecto Marginal del Emprendimiento sobre el Crecimiento del PIB Real Per Cápita, según Índice de Competencias]

7.8. Efectos de la Apertura Comercial

El estudio de los efectos de la apertura comercial (Tabla 11) se encuentra limitado por la información estadística disponible. Sería necesario poder disponer de los datos de la *Contabilidad Regional de España* desde la perspectiva de la demanda para poder efectuar un análisis completo que incluya bienes y servicios, y en términos reales. Tampoco existen índices de precios de exportación e importación a nivel regional para poder deflactar las series a precios corrientes. Ante la falta de dicha información, se ha optado por introducir en el modelo el peso de las exportaciones de mercancías destinadas al extranjero y el total, considerando también las realizadas al resto de Comunidades Autónomas, así como el grado de apertura, también considerando con el extranjero y resto de España. Los resultados obtenidos por los tres métodos de estimación escogidos apenas son significativos y presentan coeficientes en casi todos los casos próximos a cero.

[Tabla 11. Efectos de la Apertura Comercial]

La Tabla 11 recoge diversas estimaciones realizadas para tratar de comprobar si otros factores, interactuando con la apertura comercial, contribuyen al crecimiento regional real

del PIB per cápita. En el caso del *GMM system*, una estimación interesante¹⁰² es la regresión realizada introduciendo el peso de las exportaciones al extranjero en el PIB y su interacción con el porcentaje de empresas de 50 y más trabajadores (columna 6), observándose una complementariedad positiva entre ambas. Las empresas grandes parecen favorecer la convergencia regional, como ya se recogió en el apartado anterior. Aunque el peso de las exportaciones al extranjero muestra un coeficiente negativo, el efecto marginal total de esta variable comenzaría a ser positivo a partir de un peso de las empresas grandes superior al 1,2%.

7.9. Efectos de la Economía Sumergida

Con carácter general, se observa una relación positiva entre el nivel de la economía sumergida y el crecimiento real del PIB per cápita (Tabla 9, columna 1)¹⁰³.

Posteriormente, hemos introducido interacciones entre la economía sumergida y otras variables relevantes para estudiar si existe complementariedad entre las mismas, y captar su efecto sobre el crecimiento del PIB per cápita.

[Tabla 12. Efectos de la Economía Sumergida]

En la columna 2, se ha considerado el Índice de Competencias. En el caso del *GMM system* y EF, la economía sumergida tendría un efecto individual positivo sobre el crecimiento, y el Índice de Competencias un efecto negativo, siendo la interacción entre ambas positiva. El efecto marginal positivo de la economía sumergida se reforzaría considerando la descentralización, siendo más elevado a mayor nivel de competencias. En la columna 3 se ha introducido la interacción con el gasto público, en la columna 4 con la tasa de emprendimiento, y en la columna 5 con la apertura exterior, no obteniéndose resultados significativos.

En la columna 6 se ha incluido en la estimación la interacción de la economía sumergida con el Índice de Libertad Económica, obteniéndose coeficientes negativos con MCO y *GMM system*, lo que apuntaría a que una mayor libertad económica podría incluso conllevar un efecto negativo de la economía sumergida. En el caso del Índice de Transparencia (columna 7), el coeficiente de la interacción es nulo bajo los tres métodos de estimación.

¹⁰² Aunque los coeficientes no llegan a ser significativos al nivel del 10%.

¹⁰³ Este resultado estaría en sintonía con el de Alañón y Gómez-Antonio (2005), que estiman el tamaño de la economía sumergida en España. Demuestran, además, que el tamaño de la economía sumergida está muy influenciado por la carga fiscal, el grado de regulación y los costes laborales unitarios.

Finalmente, en la columna 8, se ha efectuado la regresión diferenciando según la forma de acceder a la Autonomía, obteniéndose resultados muy diferentes según el método escogido de estimación, y siendo prácticamente todos los coeficientes no significativos.

8. Conclusiones

En este trabajo se ha pretendido analizar, de una manera amplia, a partir de una ecuación de convergencia *à la* Barro, el proceso de convergencia experimentado por las Comunidades Autónomas españolas desde el inicio del proceso de descentralización a comienzos de los años ochenta del siglo pasado. Para ello, se han revisado las principales aportaciones relativas a los determinantes del crecimiento económico según el modelo de Solow y los modelos de crecimiento endógeno, para detectar aquéllos que pueden explicar mejor el comportamiento observado a nivel regional en España.

El análisis empírico ha requerido de un importante trabajo previo de construcción de una base de datos a partir de fuentes estadísticas muy diversas, para lo que se han debido efectuar los pertinentes enlaces.

En relación al concepto de convergencia, y con carácter preliminar, se ha efectuado una aproximación clásica, con el cálculo de la convergencia sigma y la convergencia beta absoluta. En el caso de la convergencia sigma, como medidas de dispersión se ha utilizado la desviación típica del logaritmo del PIB real per cápita y el coeficiente de variación ponderado por la población. Se observa que el nivel de dispersión ha ido registrando cambios a lo largo del periodo estudiado, siendo el balance observado, entre 1980 y 2014, de una reducción de las disparidades del 15,7% (según la desviación típica) y del 6% (según el coeficiente de variación ponderado por la población), lo que apuntaría hacia la existencia de un cierto proceso de convergencia sigma en PIB per cápita. Por lo que respecta a la convergencia beta, se ha calculado mediante datos de sección cruzada. En la regresión el parámetro b obtenido es significativo, aunque el R^2 es bajo, siendo la velocidad de convergencia del 0,14% anual.

Posteriormente, se ha procedido a ampliar el campo de análisis al estudio de la convergencia condicional, considerando diferentes potenciales condicionantes del proceso de crecimiento. Para ello, se han utilizado datos de panel dinámico y tres métodos alternativos de estimación: mínimos cuadrados ordinarios, método generalizado de momentos de sistemas y modelo de efectos fijos.

En la estimación básica, que corresponde a la regresión entre el crecimiento del PIB per cápita, condicionado al nivel de PIB per cápita inicial, y el crecimiento de la población, la tasa de inversión total no residencial, en porcentaje del PIB, y los años medios de estudio, se obtiene un signo negativo del coeficiente correspondiente al nivel de PIB per cápita inicial. Esto apuntaría a que ha existido un proceso de convergencia regional. El crecimiento de la población tiene un impacto negativo sobre el crecimiento del PIB per cápita, como predice el modelo de Solow, mientras que los años medios de estudio ejercen una influencia positiva. En el caso de la tasa de inversión, los coeficientes estimados en la estimación base tienen signo positivo, aunque de menor magnitud que para el capital humano, y sólo resulta significativo en el caso de MCO.

Cuando se ha efectuado la estimación de la ecuación de convergencia considerando el resto de variables adicionales, también se ha obtenido evidencia generalizada de la existencia de un proceso de convergencia regional, mostrando la tasa de crecimiento de la población una contribución negativa y los años medios de estudio un impacto positivo, de lo que se deduce que el capital humano constituye un factor determinante del crecimiento del PIB real per cápita y puede favorecer la convergencia regional.

Este resultado se confirma al utilizar diferentes indicadores. La evidencia pone de manifiesto, al igual que para el caso de los años medios de estudio, que las demás *proxies* del capital humano también muestran una aportación positiva al crecimiento, destacando especialmente los resultados del valor del capital humano per cápita de la población en edad de trabajar. La excepción es el porcentaje de población en edad de trabajar sólo con estudios medios, cuyo coeficiente es negativo, lo que podría indicar que para aumentar el PIB per cápita no sólo es necesario contar con un porcentaje elevado de población con formación intermedia, sino que también es necesario contar con trabajadores con estudios superiores.

Por lo que respecta a la tasa de inversión total, los resultados no son tan concluyentes, aunque con carácter general cabe señalar que presenta en numerosas ocasiones un efecto positivo sobre el crecimiento del PIB per cápita, aunque limitado y no suele ser significativo. Si se diferencia entre inversión pública y privada, mientras que la primera tiene un efecto negativo, la segunda genera efectos positivos sobre la variable dependiente. También se obtiene una contribución positiva de la inversión excluidas las infraestructuras, así como de la inversión en TIC.

La descentralización se ha “aproximado” mediante la introducción de diferentes indicadores relativos al número de competencias asumidas, y el estudio de variables clásicas de descentralización fiscal, no obteniéndose evidencia concluyente de que la política autonómica contribuya al crecimiento regional. Una excepción aparece para el caso del capital humano, donde sí parece que la actuación pública puede tener una complementariedad y mayor eficiencia con la gestión descentralizada.

Otro factor que se ha considerado es la innovación, medida a través de la tasa de inversión en TIC y el gasto y personal dedicado a Investigación y Desarrollo. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto la importancia de esta variable sobre la convergencia regional, observándose una interacción positiva entre ambas, lo que invitaría a fomentar dichas políticas.

En relación al emprendimiento, parece que la creación de sociedades, el tamaño empresarial y la mayor importancia de las empresas grandes en el tejido empresarial podrían actuar como factores que favorecen el crecimiento regional. También se ha obtenido una complementariedad interesante entre emprendimiento y capital humano.

Por lo que respecta a la apertura comercial, los resultados no permiten llegar a conclusiones claras. Un análisis más profundo requeriría poder contar con series estadísticas más completas sobre el comercio. Igualmente sería deseable poder contar con más información estadística sobre calidad institucional. En este trabajo nos hemos limitado a analizar el tamaño de la economía sumergida y sus efectos sobre el crecimiento real del PIB per cápita, obteniéndose una contribución positiva.

En suma, en el presente trabajo la evidencia disponible para la economía española confirma los signos esperados según el modelo de Solow ampliado, obteniéndose también una positiva contribución de la innovación y del emprendimiento, en la línea de los modelos de crecimiento endógeno. Queda todavía por profundizar en el análisis del papel que las Comunidades Autónomas tienen en el proceso de crecimiento y convergencia regional. En este trabajo se ha realizado un intento de contribución en este sentido, construyéndose un Índice de Competencias, que debería ser ampliado para recoger otros aspectos de la descentralización. Cómo se gestionan los procesos nacionalistas actuales y sus efectos sobre las competencias de las CC.AA. es otra clave de análisis a futuro. Por otro lado, la profunda crisis económica que ha experimentado la economía española desde el año 2007 ha afectado a las regiones y al modelo productivo que sustentó el largo periodo

de crecimiento anterior. Será interesante estudiar en los próximos años cómo se ha producido el proceso de recuperación, si se han generado los cambios necesarios en las estructuras productivas y los factores de producción, y la repercusión de todo eso en el proceso de convergencia regional español.

Esperamos que nuestro trabajo haya confirmado resultados conocidos en este campo para la economía española, a la vez que arrojado luz sobre nuevas parcelas de investigación. Hemos optado por una visión amplia, desde la perspectiva de los datos y especificaciones, probando incluso con interacciones que hemos considerado como potencialmente interesantes. Nuestro análisis invita a profundizar en las relaciones más novedosas que hemos apuntado, así como a seguir buscando datos que permitan contrastar con rigor las hipótesis que tenemos en mente. La importancia del tema objeto de estudio, el crecimiento y la convergencia regional, merece esa profundización en este tipo de análisis, desde todas las perspectivas.

Referencias

- Acemoglu, D., Gallego, F.A. y Robinson, J.A. (2014): “Institutions, human capital, and development”, *Annual Review of Economics*, **6** (1), pp. 875-912.
- Acemoglu, D. y Johnson, S. (2005): “Unbundling institutions”, *Journal of Political Economy*, **113** (5), pp. 949-995.
- Acemoglu, D., Johnson, S. y Robinson, J.A. (2002): “Reversal of fortune: Geography and institutions in the making of the modern world income distribution”, *The Quarterly Journal of Economics*, **117** (4), pp. 1231-1294.
- Acs, Z.J. (2006): “How is entrepreneurship good for economic growth?”, *Innovations: Technology, Governance, Globalization*, **1** (1), pp. 97-107.
- Acs, Z.J. y Varga, A. (2005): “Entrepreneurship, agglomeration and technological change”, *Small Business Economics*, **24** (3), pp. 323-334.
- Adam, C.S. y Bevan, D.L. (2005): “Fiscal deficits and growth in developing countries”, *Journal of Public Economics*, **89** (4), pp. 571-597.
- Adam, M. y Ginsburgh, C.V. (1985): “The effects of irregular markets on macroeconomic policy: Some estimates for Belgium”, *European Economic Review*, **29** (1), pp. 15-33.
- Ades, A. y Glaeser, E.L. (1999): “Evidence on growth, increasing returns, and the extent of the market”, *The Quarterly Journal of Economics*, **114** (3), pp. 1025-1045.
- Afonso, A. y Jalles, J.T. (2014): “Causality for the government budget and economic growth”, *Applied Economics Letters*, **21** (17), pp. 1198-1201.

- Aghion, P. y Howitt, P. (1992): "A model of growth through creative destruction", *Econometrica*, **60** (2), pp. 323-351.
- Agúndez, A. (2002): *La descentralización del impuesto sobre la renta: Distintos efectos económicos*, Universidad de Extremadura, Tesis Doctoral, Badajoz.
- Ahmed, M. (2012): *Openness, institutions, and economic growth: Empirical evidence from panel estimation*, Tesis de Grado, North Carolina State University.
- Aixalá, J. y Fabro, G. (2011): "Calidad institucional y crecimiento económico: Nuevos avances y evidencia", *Ekonomiaz*, **77**, pp. 126-157.
- Aizenman, J., Kletzer, K. y Pinto, B. (2007): "Economic growth with constraints on tax revenues and public debt: Implications for fiscal policy and cross-country differences", National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper 12750.
- Aiken, L. y West, S. (1991): *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*, Sage Publications, London.
- Akai, N. y Hosio, M. (2009): "Fiscal decentralization, commitment and regional inequality: Evidence for state-level, cross-sectional data for the United States", *Journal of Income Distribution*, **18** (1), pp. 113-129.
- Akai, N., Nishimura, Y. y Sakata, M. (2007): "Complementarity, fiscal decentralization and economic growth", *Economic of Governance*, **8** (4), pp. 339-362.
- Akai, N. y Sakata, M. (2002): "Fiscal decentralization contributes to economic growth: Evidence from state-level cross-section data for the United States", *Journal of Urban Economics*, **52** (1), pp. 93-108.
- Alañón, A. y Gómez-Antonio, M. (2005): "Estimating the size of the shadow economy in Spain: A structural model with latent variables", *Applied Economics*, **37** (9), pp. 1011-1025.
- Alañón, A. y Gómez-Antonio, M. (2011): "Un modelo de crecimiento con efectos externos entre las provincias españolas", *Revista de Estudios Regionales*, **90**, pp. 207-229.
- Alcalá, F. y Ciccone, A. (2004): "Trade and productivity", *The Quarterly Journal of Economics*, **119** (2), pp. 612-645.
- Alesina, A., Spolaore, E. y Wacziarg, R. (2000): "Economic integration and political disintegration", *American Economic Review*, **90** (5), pp. 1276-1296.
- Alonso, J. y Freire-Serén, M.J. (2001): "Infraestructuras públicas y desarrollo económico de Galicia", Documentos de Economía Fundación Caixagalicia-CIEF, 15.

- Alonso, J. y Freire-Serén, M.J. (2002): “Infraestructuras sociales: Su efecto sobre el crecimiento de la productividad de las CC.AA. españolas”, *Revista de Estudios Regionales*, **64**, pp. 167-186.
- Álvarez, I. y Barbero, J. (2013): “Knowledge spillovers in neoclassical growth model: An extension with public sector”, Universidad Autónoma de Madrid, Economic Analysis Working Paper Series, 7/2013.
- Álvarez, I., Condeço-Melhorado, A., Gutiérrez, J. y Zofío, J.L. (2012): “Integrating network analysis and interregional trade to study the spatial impact of transport infrastructure using production functions”, Fundación de las Cajas de Ahorros (FUNCAS), Documento de Trabajo 676.
- Álvarez, A., Orea, L. y Fernández, J. (2003): “La productividad de las infraestructuras en España”, *Papeles de Economía Española*, **95**, pp. 125-136.
- Anselin, L. (1988): *Spatial econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Antonopoulos, C. y Sakellaris, P. (2009): “The contribution of information and communication technology investments to Greek economic growth: An analytical growth accounting framework”, *Information Economics and Policy*, **21** (3), pp. 171-191.
- Arellano, M. y Bond, S. (1991): “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”, *Review of Economic Studies*, **58** (2), pp. 277-297.
- Arellano, M. y Bover, O. (1995): “Another look at the instrumental variable estimation of error-components models”, *Journal of Econometrics*, **68** (1), pp. 29-51.
- Arnold, J., Bassanini, A. y Scarpetta, S. (2011): “Solow or Lucas?: Testing growth models using panel data from OECD countries”, *Research in Economics*, **65** (2), pp. 110-123.
- Aschauer, D.A. (1989): “Is public expenditure productive?”, *Journal of Monetary Economics*, **23** (2), pp. 177-200.
- Attanasio, O., Picci, L. y Scorcu, A.E. (2000): “Saving, growth, and investment: A macroeconomic analysis using a panel of countries”, *The Review of Economics and Statistics*, **82** (2), pp. 182-211.
- Atzeni, G.E. y Carboni, O.A. (2006): “ICT productivity and firm propensity to innovative investment: Evidence from Italian microdata”, *Information Economics and Policy*, **18** (2), pp. 139-156.

- Audretsch, D.B. (2007): "Entrepreneurship capital and economic growth", *Oxford Review of Economic Policy*, **23** (1), pp.63-78.
- Audretsch, D.B. y Keilbach, M. (2008): "Resolving the knowledge paradox: Knowledge-spillover entrepreneurship and economic growth", *Research Policy*, **37** (10), pp. 1697-1705.
- Audretsch, D.B., Keilbach, M. y Lehmann, E. (2006): *Entrepreneurship and economic growth*, Oxford University Press, New York.
- Audretsch, D.B., Thurik, R., Verheul, I. y Wenekers, A. (2002): *Entrepreneurship: Determinants and policies in the new economy*, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- Auerbach, A.J., Hassett, K.A. y Oliner, S.D. (1994): "Reassessing the social returns to equipment investment", *The Quarterly Journal of Economics*, **109** (3), pp. 789-802.
- Bahl, R.W. y Linn, J.F. (1992): *Urban public finance in developing countries*, Oxford University Press, New York.
- Bajo-Rubio, O. y Díaz, C. (2003): "Política fiscal y crecimiento: Nuevos resultados para las regiones españolas, 1967-1995", *Investigaciones Regionales*, **3**, pp. 99-111.
- Bajo-Rubio, O., Díaz, C. y Montávez, M.D. (1999): "Política fiscal y crecimiento en las comunidades autónomas españolas", *Papeles de Economía Española*, **80**, pp. 203-218.
- Baldwin, R. y Forslid, R. (2000): "The core-periphery model and endogenous growth: Stabilizing and destabilizing integration", *Economica*, **67** (267), pp. 307-324.
- Balmaseda, M. y Melguizo, A. (2007): "I+D como factor productivo en la economía española: Un análisis empírico regional y sectorial", *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, **180** (1), pp. 9-34.
- Barro, R.J. (1990): "Government spending in a simple model of endogenous growth", *Journal of Political Economy*, **98** (5), pp. s103-s125.
- Barro, R.J. (1991): "Economic growth in a cross section of countries", *The Quarterly Journal of Economics*, **106** (2), pp. 407-443.
- Barro, R.J. (1997): *Determinants of economic growth: A cross-country empirical study*, MIT Press, Cambridge (Mass.).
- Barro, R.J. (2013): "Education and Economic Growth", *Annals of Economics and Finance*, **14** (2), pp. 301-328.
- Barro, R.J. y Lee, J.W. (1993): "International comparisons of educational attainment", *Journal of Monetary Economics*, **32** (3), pp. 363-394.
- Barro, R.J. y Lee, J.W. (2013): "A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010", *Journal of Development Economics*, **104** (C), pp. 184-198.

- Barro, R.J. y Sala-i-Martin, X. (1992): “Convergence”, *Journal of Political Economy*, **100** (2), pp. 223-251.
- Barro, R.J. y Sala-i-Martin, X. (1995): *Economic growth*, primera edición, McGraw-Hill, New York.
- Barro, R.J. y Sala-i-Martin, X. (2005): *Economic growth*, segunda edición, The MIT Press, Cambridge (Mass.).
- Baskaran, T. y Feld, L.P. (2013): “Fiscal decentralization and economic growth in OECD countries: Is there a relationship?”, *Public Finance Review*, **41** (4), pp. 421-445.
- Baskaran, T., Feld, L.P. y Schnellenbach, J. (2014): “Fiscal federalism, decentralization and economic growth: Survey and meta-analysis”, CESifo Working Paper Series, 4985.
- Baum, A., Checherita, C. y Rother, P. (2013): “Debt and growth: New evidence for the Euro area”, *Journal of International Money and Finance*, **32**, pp. 809-821.
- Beaudry, P. y Collard, F. (2003): “Recent technological and economic change among industrialized countries: Insights from population growth”, *Scandinavian Journal of Economics*, **105** (3), pp. 441-463.
- Belso, J.A. (2005): “Equilibrium entrepreneurship rate, economic development and growth. Evidence from Spanish regions”, *Entrepreneurship & Regional Development: An International Journal*, **17** (2), pp. 145-161.
- Benhabib, J. y Spiegel, M.M. (1994): “The role of human capital in economic development: Evidence from aggregate cross-country data”, *Journal of Monetary Economics*, **34** (2), pp. 143-173.
- Benhabib, J. y Spiegel, M.M. (2005): “Human capital and technology diffusion”, en Aghion, P. and Durlauf, S.N. (Eds.): *Handbook of Economic Growth*, Volume 1, Part A, North-Holland, Amsterdam, pp. 935-966.
- Benos, N. (2009): “Fiscal policy and economic growth: Empirical evidence from EU countries”, MPRA Paper 19174.
- Benos, N. y Zotou, S. (2014): “Education and economic growth: A meta-regression analysis”, *World Development*, **64** (C), pp. 669-689.
- Bergh, A. y Henrekson, M. (2011): “Government size and growth: A survey and interpretation of the evidence”, *Journal of Economic Surveys*, **25** (5), pp. 872-897.
- Bhattacharyya, D.K. (1999): “On the economic rationale of estimating the hidden economy”, *The Economic Journal*, **109** (456), pp. 348-359.
- Bhattacharyya, S., Dowrick, S. y Golley, J. (2009): “Institutions and trade: Competitors or complements in economic development?”, *Economic Record*, **85** (270), pp. 318-330.

- Bleaney, M.F., Gemmel, N. y Kneller, R. (2001): "Testing the endogenous growth model: Public expenditure, taxation, and growth over the long run", *Canadian Journal of Economics*, **34** (1), pp. 36-57.
- Blomström, M., Lipsey, R.E., y Zejan, M. (1996): "Is fixed investment the key to economic growth?", *The Quarterly Journal of Economics*, **111** (1), pp. 269-276.
- Bloom, D.E. y Canning, D. (2005): "Global demographic change: Dimensions and economic significance", Program on the Global Demography of Aging, Working Paper 0105.
- Bloom, D.E., Canning, D. y Fink, G. (2010): "Implications of population ageing for economic growth", *Oxford Review of Economic Policy*, **26** (4), pp. 583-612.
- Bloom, D.E. y Williamson, J.G. (1998): "Demographic transitions and economic miracles in emerging Asia", *World Bank Economic Review*, **12** (3), pp. 419-455.
- Blundell, R. y Bond, S. (1998): "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, **87** (1), pp. 115-143.
- Blundell, R., Bond, S. y Windmeijer, F. (2000): "Estimation in dynamic panel data models: Improving on the performance of the standard GMM estimators", en Baltagi, B.H., Fomby, T.B. y Carter-Hill, R. (Eds.): *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*, Advances in Econometrics, **15**, pp. 53-91.
- Bodman, P. (2011): "Fiscal decentralization and economic growth in the OECD", *Applied Economics*, **43** (23), pp. 3021-3035.
- Bond, S., Hoeffler, A. y Temple, J. (2001): "GMM estimation of empirical growth models", Centre for Economic Policy Research (CEPR), Discussion Paper 3048.
- Bond, S., Leblebicioglu, A. y Schiantarelli, F. (2010): "Capital accumulation and growth: A new look at the empirical evidence", *Journal of Applied Econometrics*, **25** (7), pp. 1073-1099.
- Bonet, J. (2006): "Fiscal decentralization and regional income disparities: Evidence from the Colombian experience", *The Annals of Regional Science*, **40** (3), pp. 661-667.
- Bonneford, C. (2014): "Growth dynamics and conditional convergence among Chinese provinces: A panel data investigation using system GMM estimator", *Journal of Economic Development*, **39** (4), pp. 1-25.
- Boscá, J.E., Escribá, F.J., Ferri, J. y Murgui, M.J. (2010): "La inversión en infraestructuras públicas: Una panorámica y algunas conclusiones para las regiones españolas", Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-2010-11.

- Boscá, J.E., Escribá, F.J. y Murgui, M.J. (2011): “La efectividad de la inversión en infraestructuras públicas: Una panorámica para la economía española y sus regiones”, *Investigaciones Regionales*, **20**, pp. 195-217.
- Bowsher, C.G. (2002): “On testing overidentifying restrictions in dynamic panel data models”, *Economics Letters*, **77** (2), pp. 211-220.
- Brambor, T., Clark, W.R. y Golder, M. (2006): “Understanding interaction models: Improving empirical analyses”, *Political Analysis*, **14** (1), pp. 63-82.
- Braumoeller, B.F. (2004): “Hypothesis testing and multiplicative interaction terms”, *Industrial Organization*, **58** (4), pp. 807-820.
- Breuss, F. y Eller, M. (2004): “Fiscal decentralisation and economic growth: Is there really a link?”, *Journal for Institutional Comparisons*, **2** (1), pp. 3-9.
- Brock, W.A. y Durlauf, S.N. (2001): “Growth economics and reality”, *World Bank Economic Review*, **15** (2), pp. 229-272.
- Brock, W.A., Durlauf, S.N. y West, K. (2003): “Policy evaluation in uncertain economic environments”, *Brookings Papers of Economic Activity*, **1**, pp. 235-322.
- Brun, J.F., Combes, J.L. y Renard, M.F. (2002): “Are there spillover effects between coastal and non-coastal regions in China?”, *China Economic Review*, **13** (2-3), pp. 161-169.
- Buehn, A., Lessmann, C. y Markwardt, G. (2013): “Decentralization and the shadow economy: Oates meets Allingham-Sandmo”, *Applied Economics*, **45** (18), pp. 2567-2578.
- Butkiewicz, J.L. y Yanikkaya, H. (2011): “Institutions and the impact of government spending on growth”, *Journal of Applied Economics*, **14** (2), pp. 319-341.
- Calamai, L. (2009): “The link between devolution and regional disparities: Evidence from Italian regions”, *Environment and Planning A*, **41** (5), pp. 1129-1151.
- Callejón, M. y Segarra, A. (1999): “Business dynamics and efficiency in industries and regions: The case of Spain”, *Small Business Economics*, **13** (4), pp. 253-271.
- Caner, M., Grennes, T. y Koehler-Geib, F. (2010): “Finding the tipping point - When sovereign debt turns bad”, World Bank, Policy Research Working Paper 5391.
- Cantarero, D. y Pérez, P. (2009): “Fiscal decentralization and economic growth: Evidence from Spanish regions”, *Public Budgeting & Finance*, **29** (4), pp. 24-44.
- Cantos, P., Gumbau, M. y Maudos, J. (2005): “Transport infrastructures, spillover effects and regional growth: Evidence of the Spanish case”, *Transport Reviews: A Transnational Transdisciplinary Journal*, **25** (1), pp. 25-50.

- Cardona, M., Kretschmer, T. y Strobel, T. (2013): "ICT and productivity: Conclusions from the empirical literature", *Information Economics and Policy*, **25** (3), pp. 109-125.
- Carmona, M., Congregado, E. y Golpe, A.A. (2012): "Comovement between self-employment and macroeconomic variables: Evidence from Spain", *SAGE Open*, April-June, pp. 1-7.
- Carnicero, I.J. (2001): "Comercio y convergencia regional: Un análisis sectorial del caso español", *Investigaciones Económicas*, **XXV** (3), pp. 603-624.
- Carree, M., van Stel, A., Thurik, R. y Wennekers, S. (2002): "Economic development and business ownership: An analysis using data of 23 OECD countries in the period 1976-1996", *Small Business Economics*, **19** (3), pp. 271-290.
- Carree, M., van Stel, A., Thurik, R. y Wennekers, S. (2007): "The relationship between economic development and business ownership revisited", *Entrepreneurship & Regional Development*, **19** (3), pp. 281-291.
- Carreras, A. y Tafunell, X. (2005) (Coords.): *Estadísticas históricas de España, siglos XIX y XX*, Fundación BBVA, Bilbao.
- Carrión-i-Silvestre, J.L., Espasa, M y Mora, T. (2008): "Fiscal decentralization and economic growth in Spain", *Public Finance Review*, **36** (2), pp. 194-218.
- Caselli, F., Esquivel, G. y Lefort, F. (1996): "Reopening the convergence debate: A new look at cross-country growth empirics", *Journal of Economic Growth*, **1** (3), pp. 363-389.
- Cashin, P. (1995): "Economic growth and convergence across seven colonies of Australasia: 1861-1991", *Economic Record*, **71** (2), pp. 132-144.
- Cassou, S.P. y Lansing, K.J. (1999): "Fiscal policy and productivity growth in the OECD", *Canadian Journal of Economics*, **32** (5), pp. 1215-1226.
- Castles, F.G. (1999): "Decentralisation and the post-war economy", *European Journal of Political Research*, **36** (1), pp. 27-53.
- Castles, F.G. y Dowrick, S. (1990): "The impact of government spending levels on medium-term economic growth in the OECD, 1960-85", *Journal of Theoretical Politics*, **2** (2), pp. 173-204.
- Cecchetti, S., Mohanty, M. y Zampolli, F. (2012): "Achieving growth amid fiscal imbalances: The real effects of debt", en *Achieving Maximum Long-Run Growth*, Symposium sponsored by The Federal Reserve Bank of Kansas City, pp. 145-196.
- Chang, R., Kaltani, L. y Loayza, N.V. (2009): "Openness can be good for growth: The role of policy complementarities", *Journal of Development Economics*, **90** (1), pp. 33-49.

- Chatterjee, S., Chaudhuri, K. y Schneider, F. (2003): "The size and development of the Indian shadow economy and a comparison with 18 other Asian countries: An empirical investigation", Johannes Kepler University, Department of Economics, Working Paper 2003-02.
- Checherita, C. y Rother, P. (2012): "The impact of high and growing government debt on economic growth: An empirical investigation for the Euro area", *European Economic Review*, **56** (7), pp. 1392-1405.
- Chen, G. y de Abreu, J. (2014): "Estimating the provincial economic impacts of high-speed rail in Spain: An application of structural equation modelling", *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, **111**, pp. 157-165.
- Ciccone, A. y Jarociński, M. (2010): "Determinants of economic growth: Will data tell?", *American Economic Journal: Macroeconomics*, **2** (4), pp. 222-246.
- Coe, D.T., Helpman, E. y Hoffmaister, A.W. (1997): "North-South R&D spillovers", *The Economic Journal*, **107** (440), pp.134-149.
- Coe, D.T., Helpman, E. y Hoffmaister, A.W. (2009): "International R&D spillovers and institutions", *European Economic Review*, **53** (7), pp. 723-741.
- Cohen, D. y Soto, M. (2007): "Growth and human capital: Good data, good results", *Journal of Economic Growth*, **12** (1), pp. 51-76.
- Colecchia, A. y Schreyer, P. (2001): "The impact of information communications technology on output growth", OECD, STI Working Papers, 2001/7.
- Conde-Ruiz, J.I., García, J.R. y Navarro, M. (2008): "Inmigración y crecimiento regional en España", Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), Colección Estudios Económicos, 08-08.
- Congregado, E., Hernández, L., Millán, J.M., Raymond, J.L., Roig, J.L., Salas, V., Sánchez-Asín, J.J. y Serrano, L. (2008): *El capital humano de los emprendedores en España*, Fundación Bancaja-IVIE, Valencia.
- Correa, L. (2006): "The economic impact of telecommunications diffusion on UK productivity growth", *Information Economics and Policy*, **18** (4), pp. 385-404.
- Crespo-Cuaresma, J., Doppelhofer, G. y Feldkircher, M. (2014): "The determinants of economic growth in European regions", *Regional Studies*, **48** (1), pp. 44-67.
- Cuadrado-Roura, J.R., Garrido, R. y Mancha, T. (1999): "Disparidades regionales y convergencia en España. 1980-1995", *Revista de Estudios Regionales*, **55**, pp. 109-137.
- Dabán, T. y Lamo, A. (1999): "Convergence and public investment allocation", Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-99001.

- Daveri, F. (2002): “The new economy in Europe, 1992-2001”, *Oxford Review of Economic Policy*, **18** (3), pp. 345-362.
- Davoodi, H. y Zou, H.F. (1998): “Fiscal decentralization and economic growth. A cross-country study”, *Journal of Urban Economics*, **43** (2), pp. 244-257.
- De Bustos, A., Cutanda, A., Díaz, A., Escribá, F.J., Murgui, M.J. y Sanz, M.J. (2008): “La BD.MORES en base 2000: Nuevas estimaciones y variables”, Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-2008-02.
- De Dominicis, L. (2014): “Inequality and growth in European regions: Towards a place-based approach”, *Spatial Economic Analysis*, **9** (2), pp. 120-141.
- Dejardin, M. y Fritsch, M. (2011): “Entrepreneurial dynamics and regional growth”, *Small Business Economics*, **36** (4), pp. 377-382.
- De la Fuente, A. (1997): “Fiscal policy and growth in the OECD”, Centre for Economic Policy Research (CEPR) Discussion Papers, 1755.
- De la Fuente, A. (2001): “Infraestructuras y política regional”, Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), Estudios sobre la Economía Española, 122.
- De la Fuente, A. (2004): “Educación y crecimiento”, UFAE e Instituto de Análisis Económico (CSIC), Working Paper 629.04.
- De la Fuente, A. (2008a): “Inversión en infraestructuras, crecimiento y convergencia regional”, *Papeles de Economía Española*, **118**, pp. 15-26.
- De la Fuente A. (2008b): “Inversión en TICs y productividad: Un breve panorama y una primera aproximación al caso de las regiones españolas”, Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), Colección Estudios Económicos, 02-09.
- De la Fuente, A. (2010): “Infrastructures and productivity: An updated survey”, Barcelona Economics Working Paper Series, 475.
- De la Fuente, A. (2015a): “Capital humano y productividad”, Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), Documento de Trabajo 2015/08.
- De la Fuente, A. (2015b): “Series enlazadas de Contabilidad Regional para España, 1980-2014”, BBVA Research, Documento de Trabajo 15/27.
- De la Fuente, A. y Ciccone, A. (2003): *Human capital and growth in a global and knowledge-based economy*, European Commission, DG for Employment and Social Affairs, Report.
- De la Fuente, A. y Doménech, R. (2006a): “Capital humano, crecimiento y desigualdad en las regiones españolas”, *Moneda y Crédito*, **222**, pp. 13-78.

- De la Fuente, A. y Doménech, R. (2006b): “Human capital in growth regressions: How much difference does data quality make?”, *Journal of the European Economic Association*, **4** (1), pp. 1-36.
- De la Fuente, A. y Doménech, R. (2014): “Educational attainment in the OECD, 1960-2010, version 3.1”, Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), Documento de Trabajo 2014-14.
- De la Fuente, A. y Doménech, R. (2015): “El nivel educativo de la población en España y sus regiones: 1960-2011 (RegDatEdu_v40_1960_2011)”, BBVA Research, Documento de Trabajo 15/07.
- De la Fuente, A., Doménech, R. y Jimeno, J.F. (2003): *Human capital as a factor of growth and employment at the regional level. The case of Spain*, European Commission, DG Employment and Social Affairs, Report.
- Delgado, M.J. y Álvarez, I. (2001): “The effect of public infrastructure on private activity: Evidence from the Spanish regions”, Instituto Complutense de Análisis Económico (ICAE), Documento de Trabajo 0103.
- Dell’Anno, R., Gómez-Antonio, M. y Pardo, A. (2007): “The shadow economy in three Mediterranean countries: France, Spain and Greece. A MIMIC approach”, *Empirical Economics*, **33** (1), pp. 51-84.
- DeLong, J.B. y Summers, L.H. (1991): “Equipment investment and economic growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, **106** (2), pp. 445-502.
- Desai, R.M., Freinkman, L.M. y Goldberg, I. (2003): “Fiscal federalism and regional growth. Evidence from the Russian federation in the 1990s”, World Bank, Policy Research Working Paper 3138.
- Díaz, C. y Martínez-López, D. (2005): “Inversión pública y crecimiento económico. Una revisión crítica con propuesta de futuro”, Centro de Estudios Andaluces, Serie Economía, Documento de Trabajo E2005/10.
- Di Liberto, A. (2007): “Convergence and divergence in neoclassical growth models with human capital”, *Economia Politica*, **2**, pp. 289-322.
- Díez-Minguela, A., Martínez-Galarraga, J. y Tirado-Fabregat, D.A. (2014): “Why did Spanish regions not converge before the Civil War? Agglomeration and (regional) growth revisited: Spain, 1870-1930”, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), WP-EC 2014-05.
- Disney, D., Haskel, J. y Heden, Y. (2003): “Restructuring and productivity growth in UK manufacturing”, *The Economic Journal*, **113** (489), pp. 666-694.

- Dolado, J.J., González-Páramo, J.M. y Roldán, J.M. (1994): “Convergencia económica entre las regiones españolas: Evidencia empírica (1955-1989)”, *Moneda y crédito*, **198**, pp. 81-119.
- Dollar, D. (1992): “Outward-oriented developing economies really do grow more rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976-1985”, *Economic Development and Cultural Change*, **40** (3), pp. 523-544.
- Dollar, D. y Kraay, A. (2003): “Institutions, trade, and growth”, *Journal of Monetary Economics*, **50** (1), pp. 133-162.
- Dollar, D. y Kraay, A. (2004): “Trade, growth, and poverty”, *The Economic Journal*, **114** (493), pp. F22-F49.
- Doménech, R. y García, J.R. (2002): “Optimal taxation and public expenditure in a model of endogenous growth”, *Topics in Macroeconomics*, **2** (1), pp.1-26.
- Doppelhofer, G. y Weeks, M. (2009): “Jointness of growth determinants”, *Journal of Applied Econometrics*, **24** (2), pp. 209-244.
- Doppelhofer, G. y Weeks, M. (2011): “Robust growth determinants”, Cambridge Working Papers in Economics, 1117.
- Dort, T., Méon, P.G. y Sekkat, K. (2014): “Does investment spur growth everywhere? Not where institutions are weak”, *Kyklos*, **67** (4), pp. 482-505.
- Dowrick, S. y Golley, J. (2004): “Trade openness and growth: Who benefits?”, *Oxford Review of Economic Policy*, **20** (1), pp. 38-56.
- Durlauf, S.N. y Johnson, P. (1995): “Multiple regimes and cross-country growth behaviour”, *Journal of Applied Econometrics*, **10** (4), pp. 365-384.
- Durlauf, S.N., Johnson, P. y Temple, J. (2005): “Growth econometrics”, en Aghion, P. y Durlauf, S.N. (Eds.): *Handbook of Economic Growth*, Volume 1, Part A, North-Holland, Amsterdam, pp. 555-677.
- Durlauf, S.N., Kourtellos, A. y Tan, C.M. (2008): “Are any growth theories robust?”, *The Economic Journal*, **118** (527), pp. 329-346.
- Easterly, W. (2001): “Can institutions resolve ethnic conflict?”, *Economic Development and Cultural Change*, **49** (4), pp. 687-706.
- Easterly, W. y Levine, R. (1997): “Africa’s growth tragedy: Policies and ethnic divisions”, *The Quarterly Journal of Economics*, **112** (4), pp. 1203-1250.
- Easterly, W. y Rebelo, S. (1993): “Fiscal policy and economic growth: An empirical investigation”, *Journal of Monetary Economics*, **32** (3), pp. 417-458.

- Economidou, C., Lei, V. y Netz, J. (2006): "International integration and growth: A further investigation on developing countries", *International Advances in Economic Research*, **12** (4), pp. 435-448.
- Edwards, S. (1998): "Openness, productivity and growth: What do we really know?", *The Economic Journal*, **108** (447), pp. 383-398.
- Égert, B. (2015): "Public debt, economic growth and nonlinear effects: Myth or reality?", *Journal of Macroeconomics*, **43** (C), pp. 226-238.
- Eilat, Y. y Zinnes, C. (2000): "The evolution of the shadow economy in transition countries: Consequences for economic growth and donor assistance", Harvard Institute for International Development, CAER II Discussion Paper 83.
- Elgin, C. y Oztunali, O. (2014): "Institutions, informal economy, and economic development", *Emerging Markets Finance and Trade*, **50** (4), pp. 145-162.
- Eris, M. y Ulasan, B. (2013): "Trade openness and economic growth: Bayesian model averaging estimate of cross-country growth regressions", *Economic Modelling*, **33**, pp. 867-883.
- Escot, L. y Galindo, M.A. (2000): "Evidencia empírica de la convergencia real", Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales, 3/00.
- Escribá, F.J., y Murgui, M.J. (2009): "Effects of human capital and infrastructures on business sector investment in Spanish regions: 1980-2003", Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-2009-05.
- Esteban, S. (2006): *La descentralización fiscal y el crecimiento económico. Aplicación a las comunidades autónomas de régimen común (1997-2001)*, Universidad de Valladolid, Valladolid.
- Esteban, S., de Frutos, P. y Prieto, M.J. (2011): "A review of the empirical literature about the relationship between fiscal decentralization and economic growth", *Economía, Sociedad y Territorio*, **XI** (36), pp. 349-381.
- Ezcurra, R. y Rodríguez-Pose, A. (2013): "Political decentralization, economic growth and regional disparities in the OECD", *Regional Studies*, **47** (3), pp. 388-401.
- Fagerberg, J. (1994): "Technology and international differences in growth rates", *Journal of Economic Literature*, **32** (3), pp. 1147-1175.
- Faridi, M.Z. (2011): "Contribution of fiscal decentralisation to economic growth: Evidence from Pakistan", *Pakistan Journal of Social Science*, **31** (1), pp. 1-13.
- Felbermayr, G.J. (2005): "Dynamic panel data evidence on the trade income relation", *Review of World Economics*, **141** (4), pp. 583-611.

- Feld, L.P., Schaltegger, C.A. y Schnellenbach, J. (2005): "On government centralization and fiscal referendums: A theoretical model and evidence from Switzerland", Center for Research in Economics, Management and the Arts (CREMA), Working Paper Series, 2005-18.
- Fernández, C., Ley, E. y Steel, M.F.J. (2001): "Model uncertainty in cross-country growth regressions", *Journal of Applied Econometrics*, **16** (5), pp. 563-576.
- Fernández-Leiceaga, X., Lago-Peñas, S. y Sánchez, P. (2013): "On the contribution of immigrants to interregional convergence in Spain", MPRA Paper 52381.
- Ferraro, F.J. (2002) (Dir.): *La economía sumergida en Andalucía*, Consejo Económico y Social de Andalucía, Sevilla.
- Feyrer, J. (2007): "Demographics and productivity", *The Review of Economics and Statistics*, **89** (1), pp. 100-109.
- Fischer, M.M. (2011): "A spatial Mankiw-Romer-Weil model: Theory and evidence", *The Annals of Regional Science*, **47** (2), pp. 419-436.
- Folster, S. y Henrekson, M. (2001): "Growth effects of government expenditure and taxation in rich countries", *European Economic Review*, **45** (8), pp. 1501-1520.
- Frankel, J. y Romer, D. (1999): "Does trade cause growth?", *American Economic Review*, **89** (3), pp. 379-399.
- Frantzen, D. (2000): "R&D, human capital and international technology spillovers: Across country analysis", *Scandinavian Journal of Economics*, **102** (1), pp. 57-75.
- Freinkman, L. y Yossifov, P. (1999): "Decentralization in regional fiscal systems in Russia - Trends and links to economic performance", World Bank, Policy Research Working Paper 2100.
- Freire-Serén, M.J. (2003): "El efecto nivel del capital humano en el crecimiento económico y regional: Un breve repaso a la evidencia empírica", *Revista de Estudios Regionales*, **65**, pp. 135-152.
- Frey, B. y Weck-Hanneman, H. (1984): "The hidden economy as an "unobservable" variable", *European Economic Review*, **26** (1-2), pp. 33-53.
- Friedrich, R.J. (1982): "In defense of multiplicative interaction terms in multiple regression equations", *American Journal of Political Science*, **26** (4), pp. 797-833.
- Fujita, M., Krugman, P. y Venables, A. (1999): *The spatial economy: Cities, regions, and international trade*, MIT Press, Cambridge (Mass.).
- Fujita, M. y Mori, T. (2005): "Frontiers of the new economic geography", *Papers in Regional Science*, **84** (3), pp. 377-405.

- Galindo, M.A. y Méndez, M.T. (2011): “La actividad emprendedora y competitividad: Factores que inciden sobre los emprendedores”, Universidad Complutense de Madrid, *Papeles de Europa*, **22**, pp. 61-75.
- Galindo, M.A., Méndez, M.T. y Alfaro, J.L. (2010): “Entrepreneurship, income distribution and economic growth”, *International Entrepreneurship Management Journal*, **6** (2), pp. 131-141.
- Gemmell, N., Kneller, R. y Sanz, I. (2011): “The timing and persistence of fiscal policy impacts on growth: Evidence from OECD countries”, *The Economic Journal*, **121** (550), pp. F33-F58.
- Gemmell, N., Kneller, R. y Sanz, I. (2013): “Fiscal decentralization and economic growth: Spending versus revenue decentralization”, *Economic Inquiry*, **51** (4), pp. 1915-1931.
- Gemmell, N., Kneller, R. y Sanz, I. (2014a): “The growth effects of tax rates in the OECD”, *Canadian Journal of Economics*, **47** (4), pp. 1217-1255.
- Gemmell, N., Kneller, R. y Sanz, I. (2014b): “Does the composition of government expenditure matter for long-run GDP levels?”, Victoria Business School, Working Papers in Public Finance, Working Paper 10/2014.
- Gennaioli, N., La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F. y Shleifer, A. (2013): “Human capital and regional development”, *The Quarterly Journal of Economics*, **128** (1), pp. 105-164.
- GESTHA-FURV (2014): “La economía sumergida pasa factura. El avance del fraude en España durante la crisis”, Sindicato de Técnicos del Ministerio de Hacienda (GESTHA)-Fundación Universidad Rovira i Virgili (FURV), Madrid.
- Giles, D.E.A. (1999): “Modelling the hidden economy in the tax-gap in New Zealand”, *Empirical Economics*, **24** (4), pp. 621-640.
- Giles, D.E.A. y Stroomer, C. (2006): “Does trade openness affect the speed of output convergence? Some empirical evidence”, *Empirical Economics*, **31** (4), pp. 883-903.
- Giles, D.E.A., Tedds, L. y Werkneh, G. (2002): “The Canadian underground and measured economies: Granger causality results”, *Applied Economics*, **34** (18), pp. 2347-2352.
- Gil-Serrate, R. (2007): *La descentralización fiscal y el crecimiento económico: El caso español*, Consejo Económico y Social de Aragón, Colección Tesis Doctorales, Zaragoza.
- Gil-Serrate, R. y López-Laborda, J. (2006): “Revenue decentralisation and economic growth in the Spanish autonomous communities”, European Regional Science Association Conference Papers, Volos.

- Gil-Serrate, R., López-Laborda, J. y Mur, J. (2011): “Revenue autonomy and regional growth: An analysis for the 25 year-process of fiscal decentralisation in Spain”, *Environment and Planning A*, **43** (11), pp. 2626-2648.
- Glaeser, E., LaPorta, R., Lopez-de-Silanes, F. y Shleifer, A. (2004): “Do institutions cause growth?”, *Journal of Economic Growth*, **9** (3), pp. 271-303.
- Gómez-Antonio, M. (2001): *Una evaluación del impacto del stock de capital público en el crecimiento de la renta per cápita de las provincias españolas, para el periodo 1981-1991, mediante el empleo de técnicas econométricas de carácter espacial*, Instituto de Estudios Fiscales (Investigaciones), 4/01.
- Gómez-Antonio, M. y Alañón, A. (2004): “Evaluación y análisis espacial del grado de incumplimiento fiscal para las provincias españolas (1980-2000)”, *Hacienda Pública Española*, **171** (4), pp. 9-32.
- González, M. y González, M.C. (2013): “Análisis de la economía sumergida en las comunidades autónomas. Una aproximación a través del enfoque de la demanda de efectivo”, *XXII Congreso Nacional de la ACEDE*, Málaga.
- González-Páramo, J.M. y Martínez-López, D. (2003): “Convergence across Spanish regions: New evidence on the effects of public investment”, *The Review of Regional Studies*, **33** (2), pp. 184-205.
- González-Pernía, J.L. y Peña-Legazkue, I. (2015): “Export-oriented entrepreneurship and regional economic growth”, *Small Business Economics*, **45** (3), pp. 505-522.
- González-Pernía, J.L., Peña-Legazkue, I. y Vendrell-Herrero, F. (2012): “Innovation, entrepreneurial activity and competitiveness at a sub-national level”, *Small Business Economics*, **39** (3), pp. 561-574.
- Gorostiaga, A. (1999): “¿Cómo afecta el capital público y humano al crecimiento? Un análisis para las regiones en el marco del modelo neoclásico”, *Investigaciones Económicas*, **XXIII** (1), pp. 95-114.
- Gramlich, E.M. (1994): “Infrastructure investment: A review essay”, *Journal of Economic Literature*, **32** (3), pp. 1176-1196.
- Grier, K.B. y Tullock, G. (1989): “An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951-80”, *Journal of Monetary Economics*, **24** (2), pp. 259-276.
- Griffith, R., Redding, S. y Reenen, J.V. (2004): “Mapping the two faces of R&D: Productivity growth in a panel of OECD industries”, *The Review of Economics and Statistics*, **86** (4), pp. 883-895.

- Griliches, Z. y Lichtenberg, F. (1984): "Interindustry technology flows and productivity growth: A re-examination", *The Review of Economics and Statistics*, **66** (2), pp. 324-329.
- Grossman, G. y Helpman, E. (1991): *Innovation and growth in the global economy*, MIT Press, Cambridge (Mass.).
- Gumbau, M. y Maudos, J. (2006): "Technological activity and productivity in the Spanish regions", *The Annals of Regional Science*, **40** (1), pp. 55-80.
- Gumbau, M. y Maudos, J. (2010): "The contributions of technological inputs and spillovers to competitiveness and economic growth: The case of the Spanish regions", *International Journal of Knowledge, Culture and Change Management*, **10** (4), pp. 125-138.
- Ha, J. y Howitt, P. (2007): "Accounting for trends in productivity and R&D: A Schumpeterian critique of semi-endogenous growth theory", *Journal of Money, Credit and Banking*, **39** (4), pp. 733-774.
- Hall, R.E. y Jones, C.I. (1999): "Why do some countries produce so much more output per worker than others", *The Quarterly Journal of Economics*, **114** (1), pp. 83-116.
- Hamalainen, P. (2009): "Review of literature on the productivity of public capital", Aboa Centre for Economics, Discussion Paper 55.
- Hansen, L.P. (1982): "Large sample properties of generalised method of moments estimators", *Econometrica*, **50** (4), pp. 1029-1054.
- Hanushek, E. (2013): "Economic growth in developing countries: The role of human capital", *Economics of Education Review*, **37**, pp. 204-212.
- Hanushek, E. (2015): "Why standard measures of human capital are misleading", *KDI Journal of Economic Policy*, **37** (2), pp. 22-39.
- Hanushek, E. y Kimko, D. (2000): "Schooling, labor-force quality, and the growth of nations", *American Economic Review*, **90** (5), pp. 1184-1200.
- Hanushek, E. y Woessmann, L. (2011): "How much do educational outcomes matter in OECD countries?", *Economic Policy*, **26** (67), pp. 427-491.
- Harris, R.I.D. y Lau, E. (1998): "Verdoorn's law and increasing returns to scale in the UK regions, 1968-91: Some new estimates based on the cointegration approach", *Oxford Economic Papers*, **50** (2), pp. 201-219.
- Hendry, D.F. y Krolzig, H.M. (2004): "We ran one regression", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **66** (5), pp. 799-810.

- Herzer, D. (2013): "Cross-country heterogeneity and the trade-income relationship", *World Development*, **44** (C), pp. 194-211.
- Hessels, J. y van Stel, A. (2011): "Entrepreneurship, export orientation, and economic growth", *Small Business Economics*, **37** (2), pp. 255-268.
- Hierro, M. y Maza, A. (2010a): "Per capita income convergence and internal migration in Spain: Are foreign-born migrants playing an important role?", *Papers in Regional Science*, **89** (1), pp. 89-107.
- Hierro, M. y Maza, A. (2010b): "Foreign-born internal migrants: Are they playing a different role than natives on income convergence in Spain?", *Applied Geography*, **30** (4), pp. 618-628.
- Hoeffler, A.E. (2002): "The augmented Solow model and the African growth debate", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **64** (2), pp. 135-158.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W. y Rosen, H. (1988): "Estimating vector autorregressions with panel data", *Econometrica*, **56** (6), pp. 1371-1395.
- Hoover, K.D. y Pérez, S.J. (2004): "Truth and robustness in cross-country growth regressions", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **66** (5), pp. 765-798.
- Howitt, P. (2000): "Endogenous growth and cross-country income differences", *American Economic Review*, **90** (4), pp. 829-846.
- Howitt, P. y Aghion, P. (1998): "Capital accumulation and innovation as complementary factors in long-run growth", *Journal of Economic Growth*, **3** (2), pp. 111-130.
- Hsiao, C. (1986): *Analysis of panel data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Huber, P. y Tondl, G. (2012): "Migration and regional convergence in the European Union", *Empirica*, **39** (4), pp. 439-460.
- Hye, Q.M.A. (2012): "Long term effect of trade openness on economic growth in case of Pakistan", *Quality & Quantity*, **46** (4), pp. 1137-1149.
- Hye, Q.M.A. y Lau, W.Y. (2015): "Trade openness and economic growth: Empirical evidence from India", *Journal of Business Economics and Management*, **16** (1), pp. 188-205.
- Ihrig, J. y Moe, K.S. (2004): "Lurking in the shadows: The informal sector and government policy", *Journal of Development Economics*, **73** (2), pp. 541-557.
- Iimi, A. (2005): "Decentralization and economic growth revisited: An empirical note", *Journal of Urban Economic*, **57** (3), pp. 449-461.

- Iqbal, N., ud Din, M. y Ghani, E. (2013): “Fiscal decentralisation and economic growth: Role of democratic institutions”, Pakistan Institute of Development Economics (PIDE) Working Papers, 2013:89.
- Irwin, D.A. y Treviö, M. (2002): “Does trade raise income? Evidence from the twentieth century”, *Journal of International Economics*, **58** (1), pp. 1-18.
- Isaksson, A. (2002): “Human capital and economic growth: A survey of the empirical literature from 1990 to the present”, United Nations Industrial Development Organization (UNIDO), mimeo.
- Islam, N. (1995): “Growth empirics: A panel data approach”, *The Quarterly Journal of Economics*, **110** (4), pp. 1127-1170.
- Jalava, J. y Pohjola, M. (2007): “ICT as a source of output and productivity growth in Finland”, *Telecommunications Policy*, **31** (8-9), pp. 463-472.
- Jalilian, H. y Odedokun, M.O. (2000): “Equipment and non-equipment private investment: A generalized Solow model”, *Applied Economics*, **32** (3), pp. 289-296.
- Jin, H., Quian, Y. y Weingast, B. (2005): “Regional decentralization and fiscal incentives: Federalism, Chinese style”, *Journal of Public Economics*, **89** (9-10), pp. 1719-1742.
- Jin, J. y Zou, H.F. (2005): “Fiscal decentralization, revenue and expenditure assignments, and growth in China”, *Journal of Asian Economic*, **16** (6), pp. 1047-1064.
- Jones, C.I. (1995a): “Time series tests of endogenous growth models”, *The Quarterly Journal of Economics*, **110** (2), pp. 495-525.
- Jones, C.I. (1995b): “R&D-based models of economic growth”, *Journal of Political Economy*, **103** (4), pp. 759-784.
- Jorgenson, D. (2001): “Information technology and the US economy”, *American Economic Review*, **91** (1), pp. 1-32.
- Jorgenson, D.W., Ho, M.S. y Stiroh, K.J. (2008): “A retrospective look at the U.S. productivity growth resurgence”, *Journal of Economic Perspectives*, **22** (1), pp. 3-24.
- Jorgenson, D.W. y Motohashi, K. (2005): “Information technology and the Japanese economy”, *Journal of the Japanese and International Economies*, **19** (4), pp. 460-481.
- Jorgenson, D. y Vu, K. (2005): “Information technology and the world economy”, *Scandinavian Journal of Economics*, **107** (4), pp. 631-650.
- Jorgenson, D. y Vu, K. (2010): “Potential growth of the world economy”, *Journal of Policy Modeling*, **32** (5), pp. 615-631.
- Jütting, J.P. (2003): “Institutions and development: A critical review”, OECD Development Centre Working Papers, 210.

- Kaldor, N. (1970): "The case for regional policies", *Scottish Journal of Political Economy*, **17** (3), pp. 337-348.
- Kanbur, R. y Zhang, X. (2005): "Fifty years of regional inequality in China: A journey through central planning, reform, and openness", *Review of Development Economics*, **9** (1), pp. 87-106.
- Kaufmann, D. y Kaliberda, A. (1996): "Integrating the unofficial economy into the dynamics of post-socialist economies: A framework of analysis and evidence", en Kaminski, B. (Ed.): *Economic transition in Russia and the new states of Eurasia*, M.E. Sharpe, Armont, pp. 81-120.
- Kelley, A.C. y Schmidt, R. (1995): "Aggregate population and economic growth correlations: The role of the components of demographic change", *Demography*, **32** (4), pp. 543-555.
- Kelley, A.C. y Schmidt, R.M. (2005): "Evolution of recent economic-demographic modeling: A synthesis", *Journal of Population Economics*, **18** (2), pp. 275-300.
- Kim, D.H. (2011): "Trade, growth and income", *The Journal of International Trade & Economic Development: An International and Comparative Review*, **20** (5), pp. 677-709.
- Knack, S. y Keefer, P. (1995): "Institutions and economic performance: Cross-country tests using alternative institutional measures", *Economics & Politics*, **7** (3), pp. 207-227.
- Kneller, R., Bleaney, M.F. y Gemmel, N. (1999): "Fiscal policy and growth: Evidence from OECD countries", *Journal of Public Economics*, **74** (2), pp. 171-190.
- Kormendi, R.C. y Meguire, P.G. (1985): "Macroeconomic determinants of growth: Cross-country evidence", *Journal of Monetary Economics*, **16** (2), pp. 141-163.
- Krugman, P. (1991): "Increasing returns and economic geography", *Journal of Political Economy*, **99** (3), pp. 483-499.
- Kyriacou, A.P., Muinelo-Gallo, L. y Roca-Sagalés, O. (2015): "Fiscal decentralization and regional disparities: The importance of good governance", *Papers in Regional Science*, **94** (1), pp. 89-107.
- Labra, R. y Torrecillas, C. (2014): "Guía CERO para datos de panel. Un enfoque práctico", UAM-Accenture Working Papers, 2014/16.
- Lamo, A. (2000): "On convergence empirics: Some evidence for Spanish regions", *Investigaciones Económicas*, **XXIV** (3), pp. 681-707.

- Laurin, F. (2012): "Trade and regional growth in Spain: Panel cointegration in a small sample", *Applied Economics*, **44** (4), pp. 435-447.
- Le Sage, J. y Pace, R.K. (2009): *Introduction to spatial econometrics*, CRC Press, Boca Raton.
- Lee, Y. y Gordon, R.H. (2005): "Tax structure and economic growth", *Journal of Public Economics*, **89** (5-6), pp. 1027-1043.
- León-González, R. y Montolio, D. (2004): "Growth, convergence and public investment. Bayesian model averaging approach", *Applied Economics*, **36** (17), pp. 1925-1936.
- León-González, R. y Montolio, D. (2015): "Endogeneity and panel data in growth regressions: A Bayesian model averaging approach", *Journal of Macroeconomics*, **46**, pp. 23-39.
- Leon-Ledesma, M.A. (1999): "Verdoorn's law and increasing returns: An empirical analysis of the Spanish regions", *Applied Economics Letters*, **6** (6), pp. 373-376.
- Leon-Ledesma, M.A. (2000): "Economic growth and Verdoorn's law in the Spanish regions, 1962-91", *International Review of Applied Economics*, **14** (1), pp. 55-69.
- Lessmann, C. (2012): "Regional inequality and decentralization: An empirical analysis", *Environment and Planning A*, **44** (6), pp. 1363-1388.
- Levine, R. y Renelt, D. (1992): "A sensitive analysis of cross-country growth regressions", *American Economic Review*, **82** (4), pp. 942-963.
- Ley, E. y Steel, M.F.J. (2007): "Jointness in Bayesian variable selection with applications to growth regression", *Journal of Macroeconomics*, **29** (3), pp. 476-493.
- Ley, E. y Steel, M.F.J. (2009): "On the effect of prior assumptions in Bayesian model averaging with applications to growth regression", *Journal of Applied Econometrics*, **24** (4), pp. 651-674.
- Li, S. y Xu, Z. (2008): "The trend of regional income disparity in the People's Republic of China", Asian Development Bank (ADB) Institute, Discussion Paper 85.
- Lin, J.Y. y Liu, Z. (2000): "Fiscal decentralization and economic growth in China", *Economic Development and Cultural Change*, **49** (1), pp. 1-21.
- Loayza, N.V. (1996): "The economics of the informal sector: A simple model and some empirical evidence from Latin America", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, **45**, pp. 129-162.
- López-Bazo, E., Requena, F. y Serrano, G. (2006): "Complementarity between local knowledge and internationalisation in regional technological progress", *Journal of Regional Science*, **46** (5), pp. 901-929.

- Lucas, R. (1988): "On the mechanics of economic development", *Journal of Monetary Economics*, **22** (1), pp. 3-42.
- Madariaga, N. y Poncet, S. (2007): "FDI in Chinese cities: Spillovers and impact on growth", *The World Economy*, **30** (5), pp. 837-862.
- Madsen, J. (2008): "Semi-endogenous versus Schumpeterian growth models: Testing the knowledge production function using international data", *Journal of Economic Growth*, **13** (1), pp. 1-26.
- Madsen, J., Islam, M.R. y Ang, J.B. (2010): "Catching up to the technology frontier: The dichotomy between innovation and imitation", *Canadian Journal of Economics*, **43** (4), pp. 1389-1411.
- Magnus, J.R., Powell, O. y Prüfer, P. (2010): "A comparison of two model averaging techniques with an application to growth empirics", *Journal of Econometrics*, **154** (2), pp. 139-153.
- Malik, S., Hassan, M. y Hussain, S. (2006): "Fiscal decentralisation and economic growth in Pakistan", *The Pakistan Development Review*, **45** (4), pp. 845-854.
- Mankiw, G., Romer, P. y Weil, D. (1992): "A contribution to the empirics of economic growth", *The Quarterly Journal of Economics*, **107** (2), pp. 407-437.
- María-Dolores, R. y Puigcerver, M.C. (2005): "El papel del capital público y el capital humano en el crecimiento de las CC.AA. españolas: Un análisis mediante datos de panel", *Investigaciones Regionales*, **7**, pp. 5-22.
- Marks, G., Hooghe, L. y Schakel, A.H. (2008): "Measuring regional authority", *Regional and Federal Studies*, **18** (2-3), pp. 111-121.
- Martín-Mayoral, F y Garcimartín, C. (2009): "Población, inversión y tecnología en la convergencia de las regiones españolas. Un análisis de datos de panel dinámicos", *Investigaciones Regionales*, **16**, pp. 169-180.
- Martín-Mayoral, F. y Garcimartín, C. (2013): "The impact of population on the reduction of steady-state disparities across Spanish regions", *The Annals of Regional Science*, **50** (1), pp. 49-69.
- Martínez-López, D. (2005): "Fiscal policy and growth: The case of Spanish regions", *Economic Issues*, **10** (1), pp. 9-24.
- Martínez-López, D., Rodríguez, J. y Torres, J.L. (2008): "The productivity paradox and the new economy: The Spanish case", *Journal of Macroeconomics*, **30** (4), pp. 1569-1586.

- Martínez-López, D., Rodríguez, J., y Torres, J.L. (2010): "ICT-specific technological change and productivity growth in the US: 1980-2004", *Information Economics and Policy*, **22** (2), pp. 121-129.
- Martinez-Vazquez, J. (2011): "The impact of fiscal decentralization. Issues in theory and challenges in practice", Asian Development Bank (ADB), Report.
- Martinez-Vazquez, J., Lago-Peñas, S. y Sacchi, A. (2015): "The impact of fiscal decentralization: A survey", GEN - Governance and Economics research Network, Working Paper A2015-5.
- Martinez-Vazquez, J. y McNab, R.M. (2003): "Fiscal decentralization and economic growth", *World development*, **31** (9), pp. 1597-1616.
- Martinez-Vazquez, J. y McNab, R.M. (2006): "Fiscal decentralization, macrostability and growth", *Hacienda Pública Española*, **179** (4), pp. 25-49.
- Mas, M. y Maudos, J. (2004): "Infraestructuras y crecimiento regional en España diez años después", en Villaverde, J. (Coord.): *Competitividad regional en la Unión Europea ampliada*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid, pp. 143-168.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1993): "Disparidades regionales y convergencia de las CC.AA. españolas", Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), WP-EC 93-04.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1994): "Capital público y productividad en las regiones españolas", *Moneda y crédito*, **198**, pp. 163-192.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1995): "Growth and convergence in the Spanish provinces", en Armstrong H.W. y Vickerman R.W. (Eds.): *Convergence and divergence among European regions*, Pion Ltd, London, pp. 66-88.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1996): "Infrastructures and productivity in the Spanish regions", *Regional Studies*, **30** (7), pp. 641-649.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1998): "Public capital, productive efficiency and convergence in the Spanish regions (1964-93)", *Review of Income and Wealth*, **44** (3), pp. 383-396.
- Mas, M., Pérez, F. y Uriel, E. (2015) (Dirs.): *Capital público en España: Evolución y distribución territorial 1900-2012*, Fundación BBVA-IVIE, Bilbao.
- Matthews, R.C.O. (1986): "The economics of institutions and the sources of growth", *The Economic Journal*, **96** (384), pp. 903-918.
- Mauro, P. (1995): "Corruption and growth", *The Quarterly Journal of Economics*, **110** (3), pp. 681-712.

- Maza, A. (2006): “Migrations and regional convergence”, *Jahrbuch für regionalwissenschaft / Review of Regional Research*, **26** (2), pp. 191-202.
- Maza, A., Villaverde, J. y Hierro, M. (2014): “Should cohesion policy focus on fostering R&D? Evidence from Spain”, *Investigaciones Regionales*, **29**, pp. 139-164
- McCombie, J.S.L. y de Ridder, J.R. (1984): “The Verdoorn law controversy: Some new empirical evidence using US state data”, *Oxford Economic Papers*, **36** (2), pp. 268-284.
- McCombie, J.S.L. y Roberts, M. (2007): “Returns to scale and regional growth: The static-dynamic Verdoorn law paradox revisited”, *Journal of Regional Science*, **47** (2), pp. 179-208.
- Minniti, M. (2012): “El emprendimiento y el crecimiento económico de las naciones”, *Economía Industrial*, **383**, pp. 23-30.
- Minondo, A., Requena, F. y Serrano, G. (2013): “Movimientos migratorios en España antes y después de 2008”, *Papeles de Economía Española*, **138**, pp. 80-97.
- Mirestean, A. y Tsangarides, C. (2009): “Growth determinants revisited”, International Monetary Fund (IMF), Working Paper 09/268.
- Moral-Benito, E. (2010): *Essays on growth econometrics*, Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI) y Universidad Internacional Menéndez Pelayo (UIMP), Tesis Doctoral, Madrid.
- Moral-Benito, E. (2012): “Determinants of economic growth: A Bayesian panel data approach”, *The Review of Economics and Statistics*, **94** (2), pp. 566-579.
- Morales, S. y Pérez, C. (2007): “Convergencia en capital humano en España. Un análisis regional para el periodo 1970-2004”, Fundación de las Cajas de Ahorros (FUNCAS), Documento de Trabajo 349.
- Moreno, R., Artís, M., López-Bazo, E. y Suriñach, J. (1997): “Evidence on the complex link between infrastructure and regional growth”, *International Journal of Development Planning Literature*, **12** (1-2), pp. 81-108.
- Mueller, P. (2006): “Exploring the knowledge filter: How entrepreneurship and university industry relations drive economic growth”, *Research Policy*, **35** (10), pp. 1499-1508.
- Myrdal, G. (1957): *Economic theory and under-developed regions*, Duckworth, London.
- Nguyen, L.P. y Anwar, S. (2011): “Fiscal decentralisation and economic growth in Vietnam”, *Journal of the Asia Pacific Economy*, **16** (1), pp. 3-14.
- Nickell, S.J. (1981): “Biases in dynamic models with fixed effects”, *Econometrica*, **49** (6), pp. 1417-1426.

- Nijkamp, P. y Poot, J. (2004): "Meta-analysis of the effect of fiscal policies on long-run growth", *European Journal of Political Economy*, **20** (1), pp. 91-124.
- Noguer, M. y Siscart, M. (2005): "Trade raises income: A precise and robust result", *Journal of International Economics*, **65** (2), pp. 447-460.
- North, D.C. (1990): *Institutions, institutional change and economic performance*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Oates, W. (1985): "Searching for Leviathan: An empirical study", *American Economic Review*, **75** (4), pp. 748-757.
- O'Kean, J.M., Congregado, E. y Menudo, J.M. (2006): "Tejido empresarial y crecimiento regional", *Mediterráneo Económico*, **10**, pp. 323-339.
- Oliner, S. y Sichel, D. (1994): "Computers and output growth revisited: How big is the puzzle?", *Brookings Papers on Economic Activity*, **2**, pp. 273-317.
- Oliner, S. y Sichel, D. (2003): "Information technology and productivity: Where are we now and where are we going?", *Journal of Policy Modeling*, **25** (5), pp. 477-503.
- Oto-Peralías, D. y Romero-Ávila, D. (2013): "Tracing the link between government size and growth: The role of public sector quality", *Kyklos*, **66** (2), pp. 229-255.
- Oulton, N. (2002): "ICT and productivity growth in the UK", *Oxford Review of Economic Policy*, **18** (3), pp. 363-379.
- Oulton, N. (2012): "Long term implications of the ICT revolution: Applying the lessons of growth theory and growth accounting", *Economic Modelling*, **29** (5), pp. 1722-1736.
- Pablo-Romero, M.P. y Gómez-Calero, M.P. (2008): "El valor del capital humano y su efecto sobre el crecimiento económico español: Aproximaciones alternativas", *Temas Actuales de Economía*, **2**, pp. 115-133.
- Panizza, U. y Presbitero, A.F. (2013): "Public debt and economic growth in advanced economies: A survey", *Swiss Journal of Economics and Statistics*, **149** (II), pp. 175-204.
- Peña, A. (2008): "Las disparidades económicas regionales en España: Las infraestructuras como factor de convergencia en el periodo 1980-2000", *Revista de Estudios Regionales*, **82**, pp. 105-132.
- Peña, A. y Jiménez, M. (2013): "Productividad y estructura sectorial: Elementos determinantes de las disparidades económicas regionales en España", *Revista de Estudios Regionales*, **97**, pp. 137-169.

- Peña, A., Jiménez, M. y Ruiz, J. (2014): “Revisión de las disparidades económicas regionales en España (1980-2012): Capital humano y crecimiento económico”, Centro de Estudios Andaluces, Documento de Trabajo 04/2014.
- Pereira, A. y Roca-Sagalés, O. (2003): “Spillover effects of public capital formation: Evidence from the Spanish regions”, *Journal of Urban Economics*, **53** (2), pp. 238-256.
- Pereira, A. y Roca-Sagalés, O. (2007): “Public infrastructure and regional asymmetries in Spain”, *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, **3**, pp. 503-519.
- Pérez, F. y Serrano, L. (2000): “Capital humano y patrón de crecimiento sectorial y territorial: España (1964-1998)”, *Papeles de Economía Española*, **86**, pp. 20-41.
- Pérez, F. (2015) (Dir.): *Servicios públicos, diferencias territoriales e igualdad de oportunidades*, Fundación BBVA-IVIE, Valencia.
- Petrakis, P.E. (2004): “Entrepreneurship and risk premium”, *Small Business Economics*, **23** (2), pp. 85-98.
- Podrecca, E. y Carmeci, C. (2001): “Fixed investment and economic growth. New results on causality”, *Applied Economics*, **33** (2), pp. 177-182.
- Pritchett, L. (2001): “Where has all the education gone?”, *World Bank Economic Review*, **15** (3), pp. 367-391.
- Prskawetz, A. y Lindh, T. (2007) (Eds.): “The relationship between demographic change and economic growth in the EU”, Vienna Institute of Demography, Research Report 32.
- Qiao, Y., Martinez-Vazquez, J. y Xu, J. (2008): “The trade-off between growth and equity in decentralization policy: China's experience”, *Journal of Development Economics*, **86** (1), pp. 112-128.
- Raftery, A.E. (1995): “Bayesian model selection in social research”, *Sociological Methodology*, **25**, pp. 111-163.
- Raftery, A.E., Madigan, D. y Hoeting, J.A. (1997): “Bayesian model averaging for linear regression models”, *Journal of the American Statistical Association*, **92** (437), pp. 179-191.
- Ramos, R., Suriñach, J. y Artís, M. (2010): “Human capital spillovers, productivity and regional convergence in Spain”, *Papers in Regional Science*, **89** (2), pp. 435-447.
- Raymond, J.L. y García-Greciano, B. (1996): “Distribución regional de la renta y movimientos migratorios”, *Papeles de Economía Española*, **67**, pp. 185-201.
- Reinhart, C.M., Reinhart, V.R. y Rogoff, K.S. (2012): “Public debt overhangs: Advanced-economy episodes since 1800”, *Journal of Economic Perspectives*, **26** (3), pp. 69-86.

- Roca-Sagalés, O. y Sala, H. (2006): “Efectos desbordamiento de la inversión en infraestructuras en las regiones españolas”, *Investigaciones Regionales*, **8**, pp. 143-161.
- Rockey, J. y Temple, J. (2015): “Growth econometrics for agnostics and true believers”, University of Bristol, Department of Economics, Discussion Paper 15/656.
- Rodden, J. (2004): “Comparative federalism and decentralization: On meaning and measurement”, *Comparative Politics*, **36** (4), pp. 481-500.
- Rodríguez, F. y Rodrik, D. (2001): “Trade policy and economic growth: A skeptic’s guide to the cross-national evidence”, *NBER Macroeconomics Annual 2000*, **15**, pp. 261-325.
- Rodríguez-Pose, A. (1996): “Growth and institutional change: The influence of the Spanish regionalisation process on economic performance”, *Environment and Planning C: Government and Policy*, **14** (1), pp. 71-87.
- Rodríguez-Pose, A. y Bwire, A. (2004): “The economic (in)efficiency of devolution”, *Environment and Planning A*, **36** (11), pp. 1907-1928.
- Rodríguez-Pose, A. y Ezcurra, R. (2011): “Is fiscal decentralization harmful for economic growth? Evidence from the OECD countries”, *Journal of Economic Geography*, **11** (4), pp. 619-643.
- Rodríguez-Pose, A. y Gill, N. (2005): “On the “economic dividend” of devolution”, *Regional Studies*, **39** (4), pp. 405-420.
- Rodríguez-Pose, A. y Kroijer, A. (2009): “Fiscal decentralization and economic growth in Central and Eastern Europe”, *Growth and Change*, **40** (3), pp. 387-417.
- Rodríguez-Vález, J., Álvarez, A., Fernández, E. y Arias, C. (2009): “La contribución de las infraestructuras a la producción: Estimación por máxima entropía”, *Revista de Economía Aplicada*, **XVII** (2), pp. 76-96.
- Rodrik, D. (1999): “Where did all the growth go? External shocks, social conflict, and growth collapses”, *Journal of Economic Growth*, **4** (4), pp. 385-412.
- Rodrik, D. (2006): “Institutions for high-quality growth: What they are and how to acquire them”, en Roy, K.C. y Sideras, J. (Eds.): *Institutions, Globalisation and Empowerment*, Edward Elgar, Chentelham, pp. 19-55.
- Romer, P. (1986): “Increasing returns and long-run growth”, *Journal of Political Economy*, **94** (5), pp. 1002-1037.
- Romer, P. (1990): “Endogenous technological change”, *Journal of Political Economy*, **98** (5), pp. 71-102.

- Romero-Ávila, D. y Strauch, R. (2008): “Public finances and long-term growth in Europe - Evidence from a panel data analysis”, *European Journal of Political Economy*, **24** (1), pp. 172-191.
- Romp, W. y de Haan, J. (2005): “Public capital and economic growth: A critical survey”, *EIB Papers*, **10** (1), pp. 41-70.
- Roodman, D. (2009a): “How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata”, *Stata Journal*, **9** (1), pp. 86-136.
- Roodman, D. (2009b): “A note on the theme of too many instruments”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **71** (1), pp. 135-158.
- Sachs, J. y Warner, A. (1995): “Economic reform and the process of global integration”, *Brookings Papers on Economic Activity*, **1**, pp. 1-95.
- Saint-Paul, G. (1992): “Fiscal policy in an endogenous growth model”, *The Quarterly Journal of Economics*, **107** (4), pp. 1243-1259.
- Sakyi, D., Villaverde, J. y Maza, A. (2015): “Trade openness, income levels, and economic growth: The case of developing countries, 1970-2009”, *The Journal of International Trade & Economic Development: An International and Comparative Review*, **24** (6), pp. 860-882.
- Sala-i-Martin, X. (1994): “Cross-sectional regressions and the empirics of economic growth”, *European Economic Review*, **38** (3-4), pp. 739-747.
- Sala-i-Martin, X. (1997): “I just ran two million regressions”, *American Economic Review*, **87** (2), pp. 178-183.
- Sala-i-Martin, X., Doppelhofer, G. y Miller, R.I. (2004): “Determinants of long-term growth: A Bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach”, *American Economic Review*, **94** (4), pp. 813-835.
- Salas, V. y Sánchez-Asín, J.J. (2008): “Los emprendedores y el crecimiento económico en España”, en Congregado, E. et al.: *El capital humano y los emprendedores en España*, Fundación Bancaja-IVIE, Valencia, pp. 165-208.
- Salas, V. y Sánchez-Asín, J.J. (2010): “Calidad del recurso emprendedor y productividad en España”, *El Trimestre Económico*, **LXXVII** (3), 307, pp. 719-757.
- Salas, V. y Sánchez-Asín, J.J. (2013): “Entrepreneurial dynamics of the self-employed and of firms: A comparison of determinants using Spanish data”, *International Entrepreneurship and Management Journal*, **9** (3), pp. 417-446.

- Salas, V., Sánchez-Asín, J.J. y Storey, D. (2014): "Occupational choice, number of entrepreneurs and output: Theory and empirical evidence with Spanish data", *SERIEs*, **5** (1), pp. 1-24.
- Salgado-Banda, H. (2007): "Entrepreneurship and economic growth: An empirical analysis", *Journal of Developmental Entrepreneurship*, **12** (1), pp. 3-29.
- Salinas, P. (2014): "The effect of decentralization on educational outcomes: Real autonomy matters!", Institut d'Economia de Barcelona (IEB), Document de Treball 2014/25.
- Salinas, P. y Solé-Ollé, A. (2009): "Evaluation of the Effects of Decentralization on Educational Outcomes in Spain", Universitat de Barcelona, Espai de Recerca en Economia, Working Papers in Economics, 228.
- Samimi, A.J., Lar, S.K.P., Haddad, G.K. y Alizadeh, M. (2010): "Fiscal decentralisation and economic growth in Iran", *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, **4** (11), pp. 5490-5495.
- Sargan, J.D. (1958): "The estimation of economic relationships using instrumental variables", *Econometrica*, **26** (3), pp. 393-415.
- Savvides, A. y Zachariadis, M. (2005): "International technology diffusion and the growth of TFP in the manufacturing sector of developing economies", *Review of Development Economics*, **9** (4), pp. 482-501.
- Schakel, A.H. (2008): "Validation of the regional authority index", *Regional and Federal Studies*, **18** (2-3), pp. 143-166.
- Schneider, F. (2005): "Shadow economies around the world: What do we really know?", *European Journal of Political Economy*, **21** (3), pp. 598-642.
- Schneider, F. y Enste, D. (2000): "Shadow economies: Size, causes, and consequences", *Journal of Economic Literature*, **38** (1), pp. 77-114.
- Schneider, F. y Hametner, B. (2014): "The shadow economy in Colombia: Size and effects on economic growth", *Peace Economics, Peace Science and Public Policy*, **20** (2), pp. 293-325.
- Serrano, L. (1998): "Capital humano y convergencia regional", Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), WP-EC 98-12.
- Serrano, G., Requena, J. y López-Bazo, E. (2008): "El papel del capital humano en la relación entre internacionalización y crecimiento de las regiones españolas", *Temas Actuales de Economía*, **2**, pp. 135-161.

- Serrano, G., Requena, J., López-Bazo, E. y García-Sanchís, J.R. (2005): “Capital humano, apertura y crecimiento. Evidencia para la industria”, *Economía Industrial*, **357**, pp. 175-187.
- Shane, S. (2009): “Why encouraging more people to become entrepreneurs is bad public policy?”, *Small Business Economics*, **33** (2), pp. 141-149.
- Silva, J. (2005): “Devolution and regional disparities in the Philippines: Is there a connection?”, *Environment and Planning C: Government and Policy*, **23** (3), pp. 399-417.
- Söderbom, M. y Teal, F. (2003): “Openness and human capital as sources of productivity growth: An empirical investigation”, Centre for the Study of African Economics (CSAE), WPS/2003-06.
- Solé-Ollé, A. y Esteller-Moré, A. (2005): “Does decentralization improve the efficiency in the allocation of public investment? Evidence from Spain”, Institut d'Economia de Barcelona (IEB), Document de Treball 2005/5.
- Solow, R.M. (1956): “A contribution to the theory of economic growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, **70** (1), pp. 65-94.
- Solow, R.M. (1957): “Technical change and the aggregate production function”, *The Review of Economics and Statistics*, **39** (3), pp. 312-320.
- Sonmez, F.D. y Sener, P. (2009): “Effects of human capital and openness on economic growth of developed and developing countries: A panel data analysis”, *World International Scholarly and Scientific Research & Innovation*, **3** (6), pp. 979-983.
- Soto, M. (2009): “System GMM estimation with a small sample”, UFAE e Instituto de Análisis Económico (CSIC), Working Paper 780.09.
- Soukiazis, E. y Antunes, M. (2011): “Is foreign trade important for regional growth? Empirical evidence from Portugal”, *Economic Modelling*, **28** (3), pp. 1363-1373.
- Soukiazis, E. y Antunes, M. (2012): “Foreign trade, human capital and economic growth: An empirical approach for the European Union countries”, *Journal of International Trade & Economic Development*, **21** (1), pp. 3-24.
- Stam, E., Suddle, K., Hessels, S.J.A. y van Stel, A. (2009): “High growth entrepreneurs, public policies and economic growth”, en Leitao, J. y Baptista, R. (Eds.): *Public Policies for Fostering Entrepreneurship*, International Studies in Entrepreneurship, **22**, Springer, New York, pp. 91-110.

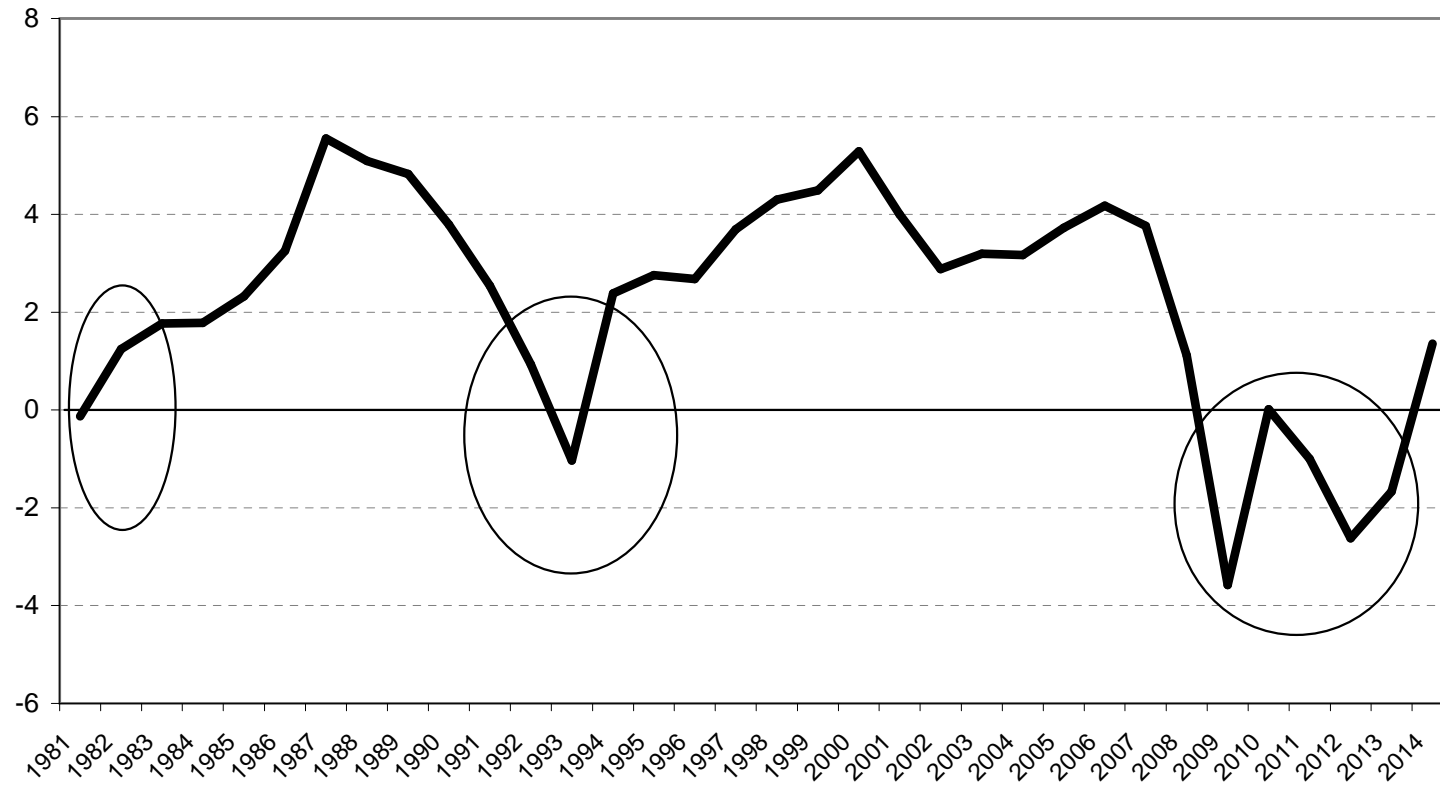
- Stegarescu, D., Büttner, T. y Behnisch, A. (2002): "Public sector centralization and productivity growth: Reviewing the German experience", Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) Discussion Papers, 02-03.
- Stiroh, K.J. y Jorgenson, D.W. (1999): "Information technology and growth", *American Economic Review*, **89** (2), pp. 109-115.
- Straub, S. (2008): "Infrastructure and growth in developing countries: Recent advances and research challenges", World Bank, Policy Research Working Paper 4460.
- Summers, R. y Heston, A. (1991): "The Penn World Table (Mark 5): An expanded set of international comparisons, 1950-1988", *The Quarterly Journal of Economics*, **106** (2), pp. 327-368.
- Swan, T. (1956): "Economic growth and capital accumulation", *Economic Record*, **32** (2), pp. 344-361.
- Temple, J. (1998): "Equipment investment and the Solow model", *Oxford Economic Papers*, **50** (1), pp. 39-62.
- Temple, J. (1999): "The new growth evidence", *Journal of Economic Literature*, **37** (1), pp. 112-156.
- Teobaldelli, D. (2011): "Federalism and the shadow economy", *Public Choice*, **146** (3), pp. 269-289.
- Thießen, U. (2000): "Fiscal federalism in Western European and selected other countries: Centralization or decentralization? What is better for economic growth?", Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Discussion Paper 224.
- Thießen, U. (2003): "Fiscal decentralization and economic growth in high income OECD countries", *18th Annual Congress of the European Economic Association*, Stockholm.
- Thießen, U. (2005): "Fiscal decentralization and economic growth in rich OECD countries: Is there an Optimum?", *Economic Bulletin*, **41** (5), pp. 175-182.
- Thornton, J. (2007): "Fiscal decentralization and economic growth reconsidered", *Journal of Urban Economics*, **61** (1), pp. 64-70.
- Timmer, M.P. y van Ark, B. (2005): "IT in the European Union: A driver of productivity divergence?", *Oxford Economic Papers*, **57** (4), pp. 693-716.
- Badinger, H. y Tondl, G. (2003): "Trade, human capital and innovation: The engines of European regional growth in the 1990s", en Fingleton, B. (Ed.): *European regional growth*, Springer-Verlag, Berlin, pp. 215-239.
- Torgler, B., Schneider, F. y Schaltegger, C. (2010): "Local autonomy, tax morale, and the shadow economy", *Public Choice*, **144** (1), pp. 293-321.

- Ulku, H. (2007): "R&D, innovation and growth: Evidence from four manufacturing sectors in OECD", *Oxford Economic Papers*, **59** (3), pp. 513-535.
- Ursua, J. y Wilson, D. (2012): "Risks to growth from build-ups in public debt", *Global Economics Weekly*, 12/10.
- Valdaliso, J.M. (2005): "El espíritu emprendedor en España: Un análisis histórico", en Cuervo, A. y Sastre, M.A. (Coords.): *La empresa y el espíritu emprendedor de los jóvenes*, Ministerio de Educación, Cultura y Deportes, Madrid, pp. 115-148.
- Vamvakidis, A. (2002): "How robust is the growth-openness connection? Historical evidence", *Journal of Economic Growth*, **7** (1), pp. 57-80.
- van Ark, B. y Piatkowski, M. (2004): "Productivity, innovation and ICT in old and new Europe", *International Economics and Economic Policy*, **1** (2), pp. 215-246.
- van Praag, M. y van Stel, A. (2013): "The more business owners, the merrier? The role of tertiary education", *Small Business Economics*, **41** (2), pp. 335-357.
- van Reenen, J. (2010) (Dir.): *The economic impact of ICT*, London School of Economics (Centre for Economic Performance), SMART N. 2007/0020 Final Report.
- Vaquero-García, A., Lago-Peñas, S. y Fernández-Leiceaga, X. (2015): "Economía sumergida y fraude fiscal en España ¿Qué es lo que sabemos?", Fundación de las Cajas de Ahorros (FUNCAS), Documento de Trabajo 768/2015.
- Villaverde, J. (2007): "Crecimiento y convergencia regional en España: (Algunas) causas del cambio", *Papeles de Economía Española*, **111**, pp. 240-254.
- Villaverde, J., Maza, A. y Hierro, M. (2014): "The effects of interpersonal fiscal redistribution on provincial growth and convergence in Spain", *Hacienda Pública Española / Review of Public Economics*, **209** (2), pp. 151-170.
- Vu, K.M. (2011): "ICT as a source of economic growth in the information age: Empirical evidence from the 1996-2005 period", *Telecommunications Policy*, **35** (4), pp. 357-372.
- Vu, K.M. (2013): "Information and communication technology (ICT) and Singapore's economic growth", *Information Economics and Policy*, **25** (4), pp. 284-300.
- Wennekers, S., van Stel, A., Carree, M. y Thurik, R. (2010): "The relationship between entrepreneurship and economic development: Is it U-shaped?", *Foundations and Trends(R) in Entrepreneurship*, **6** (3), pp. 167-237.
- Wennekers, S., van Stel, A., Thurik, R. y Reynolds, P. (2005): "Nascent entrepreneurship and the level of economic development", *Small Business Economics*, **24** (3), pp. 293-309.

- Woller, G.M. y Phillips, K. (1998): "Fiscal decentralization and LDC economic growth: An empirical investigation", *Journal of Development Studies*, **34** (4), pp. 139-48.
- Wong, P.K., Ho, P. y Autio, E. (2005): "Entrepreneurship, innovation and economic growth: Evidence from GEM data", *Small Business Economics*, **24** (3), pp. 335-350.
- Woo, J. y Kumar, M.S. (2015): "Public debt and growth", *Economica*, **82** (328), pp. 705-739.
- Xie, D., Zou, H., y Davoodi, H. (1999): "Fiscal decentralization and economic growth in the United States", *Journal of Urban Economics*, **45** (2), pp. 228-239.
- Yanikkava, H. (2003): "Trade openness and economic growth: A cross-country empirical investigation", *Journal of Development Economics*, **72** (1), pp. 57-89.
- Yilmaz, S. (1999): "The impact of fiscal decentralization on macroeconomic performance", National Tax Association, *Proceedings of the 92nd Annual Conference on Taxation*, Atlanta, pp. 251-260.
- Zachariadis, M. (2004): "R&D-induced growth in the OECD", *Review of Development Economics*, **8** (3), pp. 423-439.
- Zagler, M. y Durnecker, G. (2003): "Fiscal policy and economic growth", *Journal of Economic Surveys*, **17** (3), pp. 397-418.
- Zhang, T. y Zou, H.F. (1998): "Fiscal decentralization, public spending, and economic growth in China", *Journal of Public Economics*, **67** (2), pp. 221-240.
- Zhang, T. y Zou, H.F. (2001): "The Growth impact of intersectorial and intergovernmental allocation of public expenditure: With applications to China and India", *China Economic Review*, **12** (1), pp. 58-81.

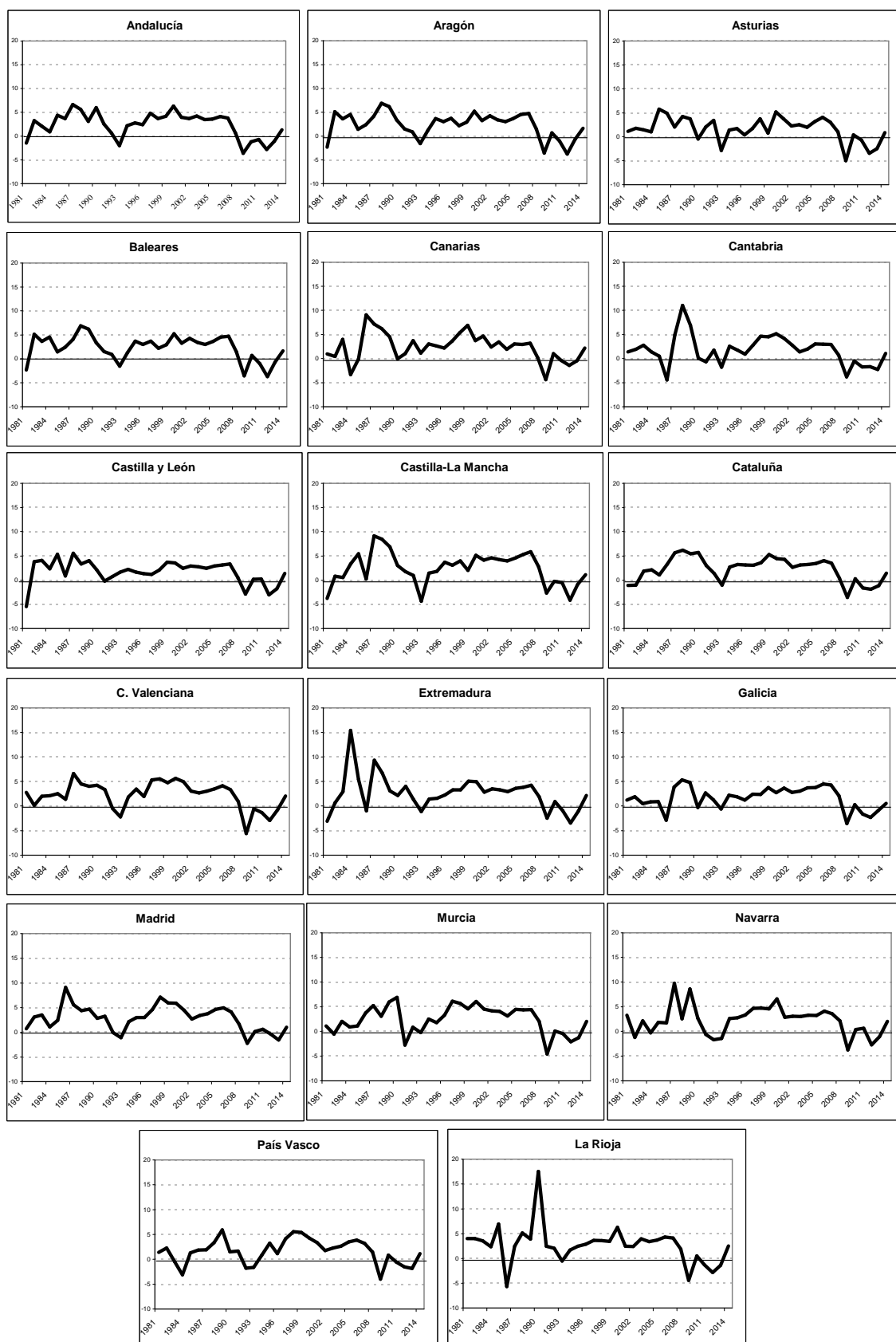
FIGURAS

Figura 1. Crecimiento del PIB Real. España



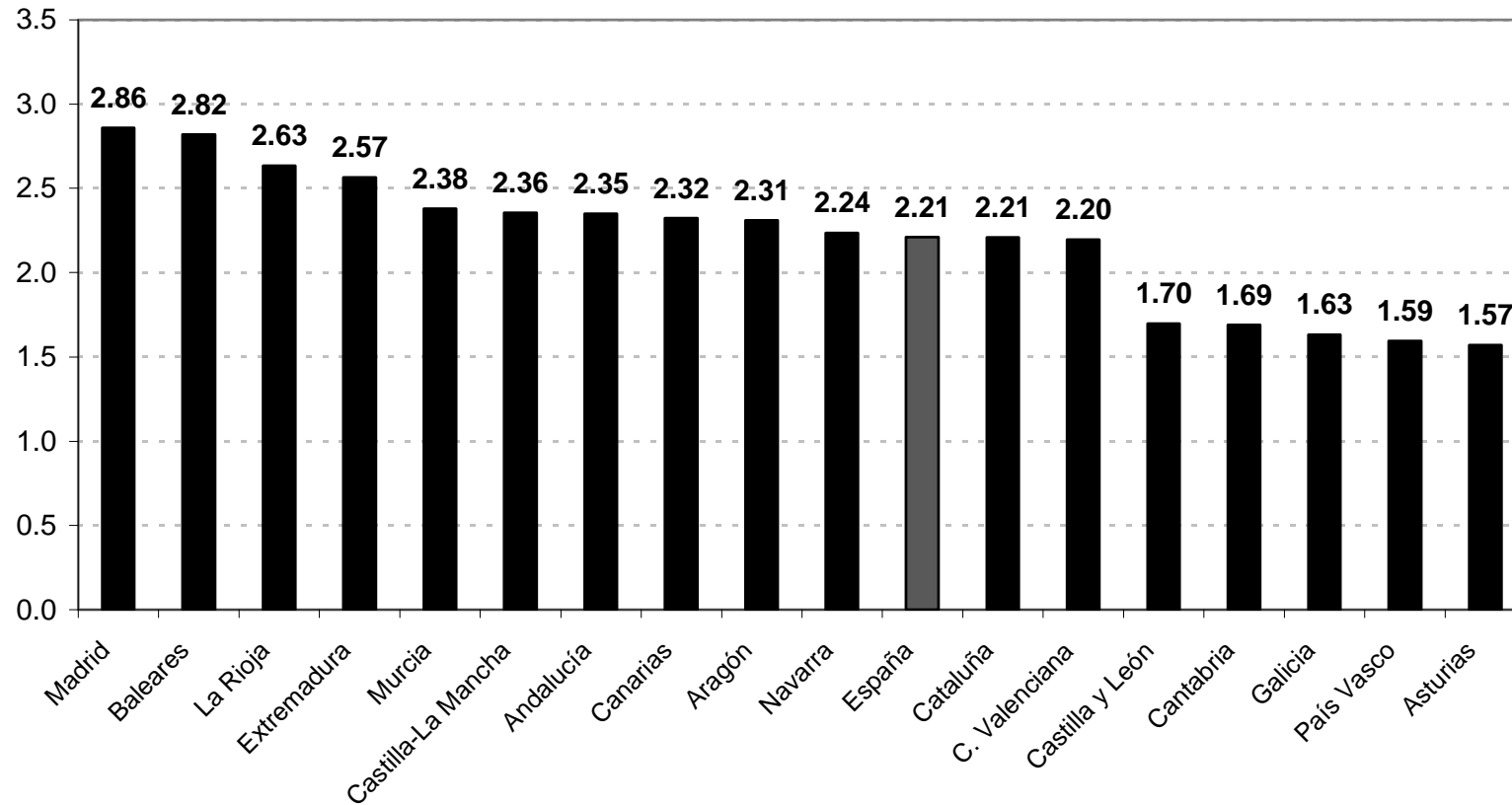
Nota: Tasa de variación anual.
Fuente: INE.

Figura 2. Crecimiento del PIB Real. CC.AA. Españolas



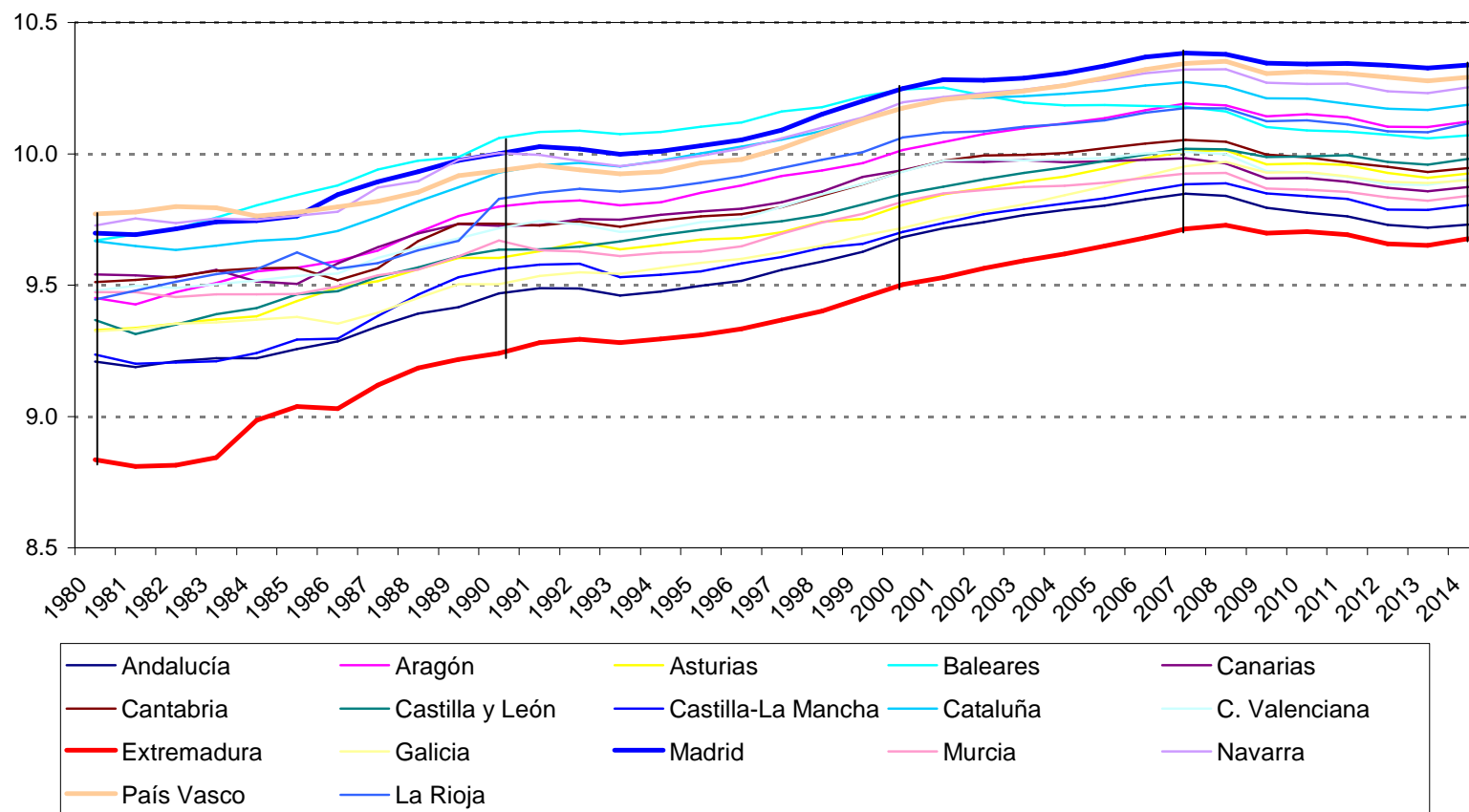
Nota: Tasa de variación anual.
Fuente: INE.

Figura 3. Crecimiento del PIB Real. Periodo 1980-2014



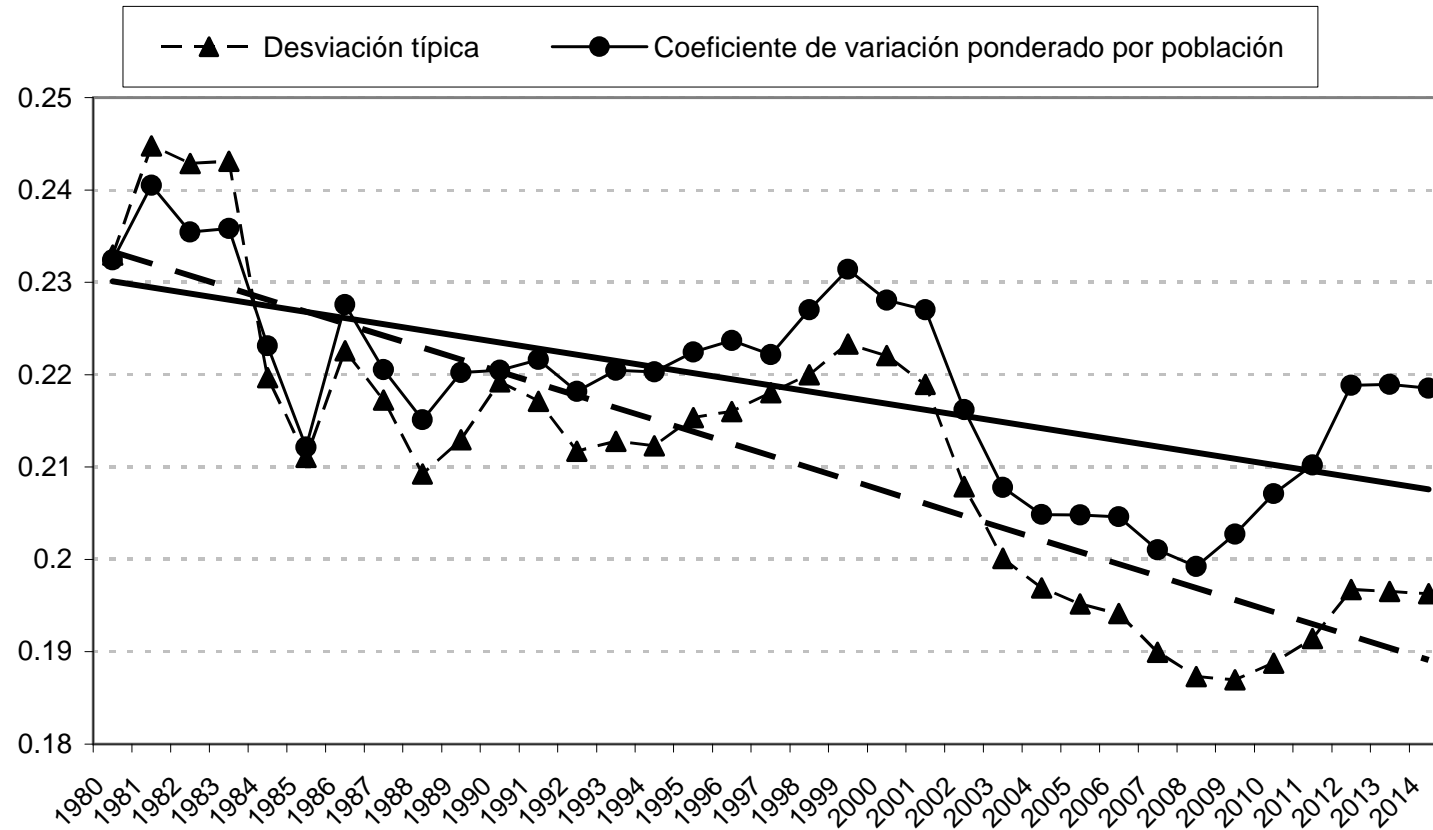
Nota: Tasa de variación anual media acumulativa.
Fuente: INE; elaboración propia.

Figura 4. Ln (PIB Real Per Cápita). CC.AA. Periodo 1980-2014



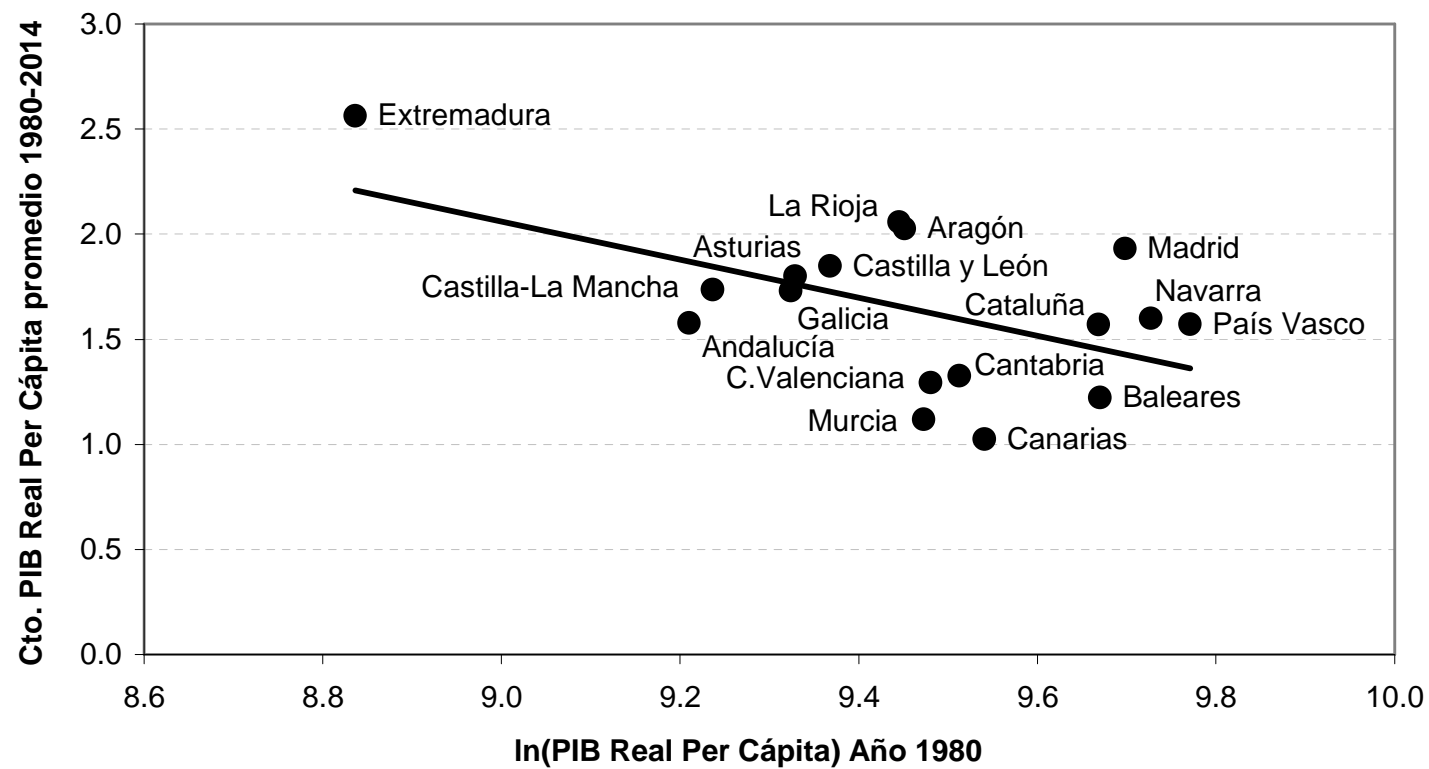
Fuente: INE; elaboración propia.

Figura 5. Convergencia Sigma en PIB Real Per Cápita



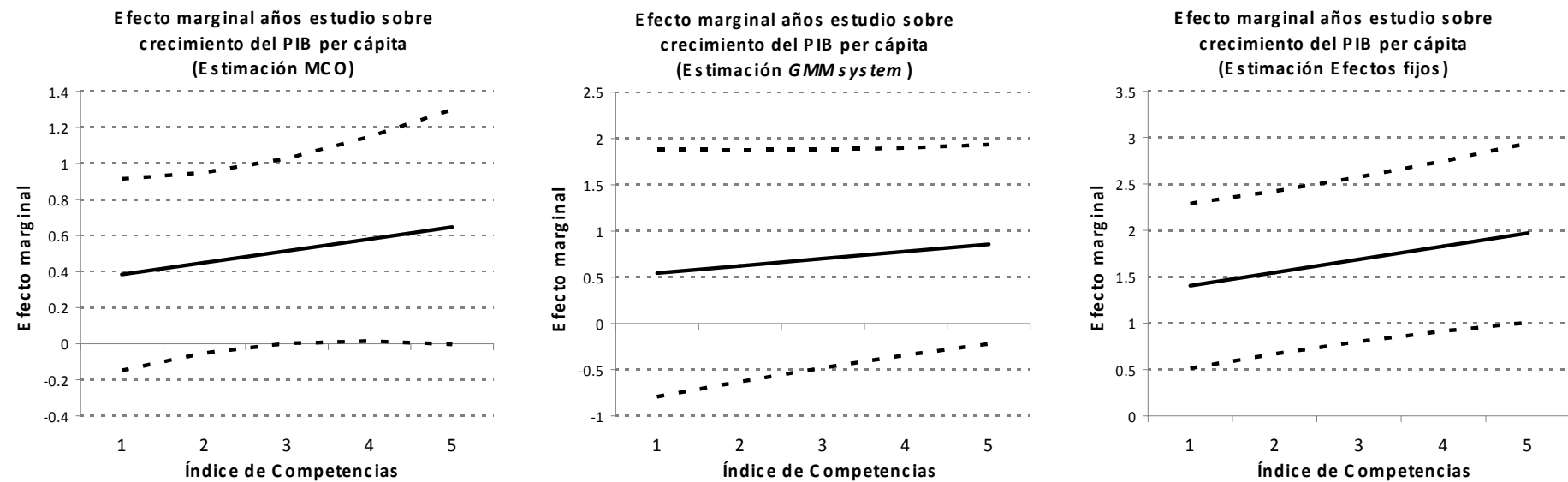
Fuente: Elaboración propia.

Figura 6. Convergencia Beta en PIB Real Per Cápita



Fuente: Elaboración propia.

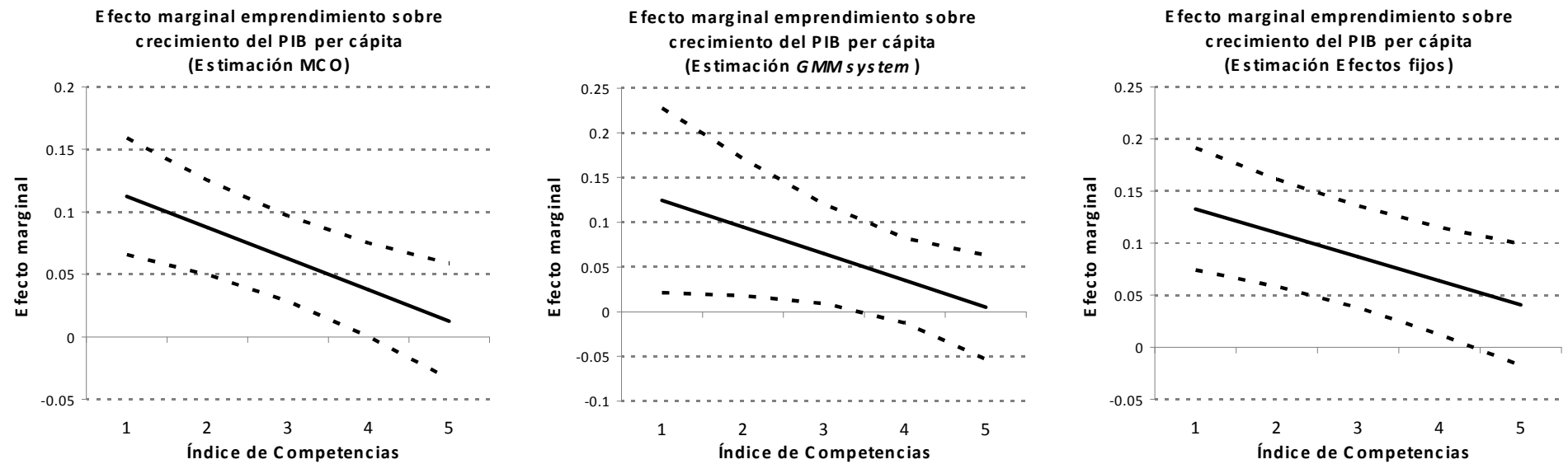
Figura 7. Efecto Marginal de los Años Medios de Estudio sobre el Crecimiento del PIB Real per Cápita, según Índice de Competencias



Nota: Intervalo de confianza del 95% para los errores estándar.

Fuente: Elaboración propia.

Figura 8. Efecto Marginal del Emprendimiento sobre el Crecimiento del PIB Real Per Cápita, según Índice de Competencias



Nota: Intervalo de confianza del 95% para los errores estándar.

Fuente: Elaboración propia.

TABLAS

Tabla 1. Peso Relativo de las CC.AA. en el PIB Real

	1980	2014	Variación	
			Puntos porcentuales	%
Andalucía	13,0	13,5	0,4	3,3
Aragón	3,1	3,2	0,1	2,0
Asturias	2,6	2,1	-0,5	-20,3
Baleares	2,1	2,5	0,4	20,8
Canarias	3,8	3,9	0,1	2,4
Cantabria	1,4	1,2	-0,2	-17,1
Castilla y León	6,2	5,1	-1,0	-16,9
Castilla-La Mancha	3,5	3,6	0,1	3,5
Cataluña	19,0	18,7	-0,3	-1,3
C. Valenciana	9,6	9,5	-0,2	-1,8
Extremadura	1,5	1,7	0,2	11,0
Galicia	6,4	5,2	-1,2	-18,6
Madrid	15,4	18,8	3,4	22,3
Murcia	2,5	2,6	0,1	4,4
Navarra	1,7	1,7	0,0	-0,5
País Vasco	7,6	6,1	-1,5	-19,7
La Rioja	0,7	0,7	0,1	13,6

Fuente: INE; elaboración propia.

Tabla 2. Peso Relativo de las CC.AA. en la Población

	1980	2014	Variación	
			Puntos porcentuales	%
Andalucía	17,2	18,1	1,0	5,6
Aragón	3,2	2,9	-0,3	-10,3
Asturias	3,0	2,3	-0,7	-24,4
Baleares	1,7	2,4	0,7	39,4
Canarias	3,6	4,6	1,0	26,4
Cantabria	1,4	1,3	-0,1	-7,4
Castilla y León	6,9	5,4	-1,6	-22,5
Castilla-La Mancha	4,4	4,5	0,0	0,9
Cataluña	15,8	16,0	0,2	1,1
C. Valenciana	9,7	10,7	1,0	10,4
Extremadura	2,9	2,4	-0,5	-17,6
Galicia	7,5	5,9	-1,6	-21,2
Madrid	12,4	13,8	1,4	11,0
Murcia	2,5	3,2	0,6	24,5
Navarra	1,4	1,4	0,0	1,3
País Vasco	5,7	4,7	-1,0	-17,8
La Rioja	0,7	0,7	0,0	0,0

Fuente: INE; elaboración propia.

Tabla 3. Estimación de la Convergencia Beta Absoluta

1980-2014	
b (estadístico t)	-0,906 (-2,516)
A (estadístico t)	10,216 (2,998)
R^2	0,297
R^2 ajustado	0,250
β (%)	0,139

Tabla 4. Estimación Básica

	MCO			GMM system			Efectos fijos		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
$\ln(\text{PIB per cápita})_0$	-0.903** (0.375)		-1.109 (0.701)	-7.974 (6.506)		-1.379 (1.226)	-7.539*** (1.470)		-7.300*** (1.494)
$\ln(\text{PIB per cápita})_0 \times \text{Dummy CC.AA. art. 143}$		-1.123*** (0.414)			-7.325* (4.032)			-7.447*** (1.467)	
$\ln(\text{PIB per cápita})_0 \times \text{Dummy CC.AA. art. 151}$		-1.158*** (0.415)			-7.375* (4.061)			-6.919*** (1.693)	
$\ln(\text{PIB per cápita})_0 \times \text{Dummy CC.AA. Forales}$		-1.108*** (0.403)			-7.136* (3.952)			-5.741*** (1.810)	
Tasa crecimiento población			-0.358** (0.160)			-0.569 (0.362)			-0.876*** (0.245)
Tasa inversión (% PIB)			0.070** (0.029)			0.076 (0.066)			0.037 (0.038)
Años medios estudio			0.478* (0.249)			0.863 (0.498)			1.458*** (0.441)
nº observaciones	119	119	119	119	119	119	119	119	119
R2 ajustado	0.793	0.7982	0.8328						
nº Instrumentos				14	28	35			
m1				-1.440	-1.900	-2.710			
Pr > z				0.149	0.058	0.007			
m2				0.660	0.680	0.820			
Pr > z				0.506	0.497	0.415			
Sargan test				18.430	42.910	32.630			
Prob > chi2				0.005	0.001	0.112			
Hansen test				11.540	9.060	11.530			
Prob > chi2				0.073	0.958	0.985			
R-sq: within							0.865	0.869	0.898
between							0.090	0.019	0.358
overall							0.515	0.069	0.644
corr(u_i, Xb)							-0.649	-0.946	-0.600

Notas a la tabla:

La variable dependiente es la tasa de crecimiento del PIB real per cápita.

Las variables son promedios de cinco años durante el periodo 1980-2014.

Entre paréntesis, errores estándar robustos.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Todos los resultados incluyen *dummies* temporales, que no se presentan por motivos de espacio. Por la misma razón, tampoco se presentan en la tabla los coeficientes correspondientes a cada comunidad autónoma estimados mediante el modelo de efectos fijos.

En el caso del *GMM system*, las estimaciones se realizan mediante *one-step*, tratándose todos los determinantes del crecimiento como potencialmente endógenos. Las *dummies* temporales se consideran predeterminadas. Se aplica corrección por muestra pequeña. También se ha aplicado la opción *collapse* para reducir el número de instrumentos, con el paquete *Xtabond2* para Stata13 (Roodman, 2009a).

Para la ecuación en primeras diferencias, se utilizan como instrumentos el segundo y siguientes retardos de las variables endógenas, y el primero y siguientes retardos de las variables predeterminadas. Para la ecuación en nivel, se utilizan como instrumentos la primera diferencia retardada de las variables endógenas y la primera diferencia de las variables predeterminadas.

m1: Test de Arellano-Bond AR(1) en primeras diferencias.

m2: Test de Arellano-Bond para AR(2) en primeras diferencias.

Tabla 5. Estimación con *Proxies* Alternativas de Inversión

	MCO					GMM system					Efectos fijos				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ln (PIB per cápita) ₀	-1.548*	-1.469*	-1.287*	-1.992***	-2.033***	-3.027**	-1.499	-2.049	-3.873	-4.561	-7.362***	-7.376***	-5.257***	-7.784***	-7.810***
	(0.802)	(0.770)	(0.669)	(0.698)	(0.775)	(1.245)	(1.421)	(1.912)	(2.710)	(2.938)	(1.491)	(1.503)	(1.611)	(1.375)	(1.376)
Tasa crecimiento población	-0.406**	-0.382**	-0.416***	-0.241	-0.241	-0.527*	-0.557	-0.523	-0.377	0.046	-0.928***	-0.884***	-1.014***	-0.887***	-0.858***
	(0.165)	(0.161)	(0.145)	(0.171)	(0.172)	(0.261)	(0.343)	(0.337)	(0.466)	(0.334)	(0.248)	(0.246)	(0.236)	(0.241)	(0.247)
Tasa inversión pública (% PIB)	-0.072					-0.198					-0.155				
	(0.130)					(0.174)					(0.161)				
Tasa inversión privada (% PIB)	0.081***					0.062					0.044				
	(0.030)					(0.066)					(0.039)				
Tasa inversión en infraestructuras (% PIB)		-0.015					0.066					-0.022			
		(0.081)					(0.098)					(0.094)			
Tasa inversión no infraestructuras (% PIB)		0.159*					0.073					0.096			
		(0.084)					(0.082)					(0.096)			
Tasa inversión en TIC (% PIB) _{t-1}			0.500**					0.894					-0.152		
			(0.206)					(0.595)					(0.467)		
Tasa inversión no TIC (% PIB) _{t-1}			-0.049					-0.116*					-0.026		
			(0.037)					(0.059)					(0.054)		
Stock de capital productivo per cápita				0.852*					-0.552					1.807*	
				(0.474)					(1.164)					(1.018)	
Stock de capital productivo público per cápita					0.145					0.768					0.965
					(0.454)					(1.664)					(0.916)
Stock de capital productivo privado per cápita					0.718					-0.898					1.583*
					(0.444)					(1.150)					(0.806)
Años medios estudio	0.543**	0.471*	0.343	0.474*	0.479*	1.313***	0.732*	1.006**	1.123*	0.483	1.503***	1.511***	1.695***	1.510***	1.360***
	(0.255)	(0.249)	(0.238)	(0.253)	(0.268)	(0.414)	(0.356)	(0.439)	(0.546)	(1.024)	(0.441)	(0.449)	(0.429)	(0.433)	(0.500)
nº observaciones	119	119	102	119	119	119	119	102	119	119	119	119	102	119	119
R2 ajustado	0.833	0.833	0.890	0.829	0.827										
nº Instrumentos						42	42	39	35	42					
m1						-2.620	-2.670	-2.360	-2.610	-2.610					
Pr > z						0.009	0.008	0.018	0.009	0.009					
m2						0.870	0.830	-0.580	0.780	0.740					
Pr > z						0.382	0.408	0.563	0.437	0.462					
Sargan test						37.490	35.950	42.630	40.170	51.050					
Prob > chi2						0.163	0.210	0.038	0.021	0.010					
Hansen test						7.910	2.840	9.040	12.070	4.470					
Prob > chi2						1.000	1.000	1.000	0.979	1.000					
R-sq: within											0.899	0.898	0.933	0.900	0.901
between											0.346	0.368	0.414	0.439	0.456
overall											0.669	0.657	0.752	0.648	0.632
corr(u_i, Xb)											-0.570	-0.588	-0.508	-0.613	-0.633

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 6. Estimación con *Proxies* Alternativas de Capital Humano

	MCO				GMM system				Efectos fijos			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
ln (PIB per cápita) ₀	0.046 (0.403)	-0.829 (0.609)	-0.277 (0.582)	-1.330* (0.729)	-0.704 (1.358)	-1.653 (1.618)	-1.257 (1.484)	-3.313* (1.884)	-5.850*** (1.484)	-6.408*** (1.458)	-5.737*** (1.503)	-5.972*** (1.478)
Tasa crecimiento población	-0.496*** (0.147)	-0.401*** (0.150)	-0.552*** (0.129)	-0.323** (0.162)	-0.778*** (0.243)	-0.709** (0.330)	-0.793*** (0.212)	-0.567 (0.369)	-0.964*** (0.254)	-0.941*** (0.246)	-0.995*** (0.256)	-0.993*** (0.251)
Tasa inversión (% PIB)	0.074** (0.029)	0.069** (0.029)	0.074** (0.029)	0.066** (0.029)	0.057 (0.089)	0.041 (0.079)	0.050 (0.093)	0.002 (0.080)	0.045 (0.040)	0.029 (0.039)	0.052 (0.040)	0.034 (0.041)
% Población en edad de trabajar con estudios medios	-0.016 (0.023)				-0.010 (0.031)				-0.038 (0.025)			
% Población en edad de trabajar con estudios superiores		0.053* (0.030)				0.066 (0.041)				0.142*** (0.050)		
% Población en edad de trabajar con estudios medios o superiores			0.016 (0.023)				0.022 (0.064)				-0.009 (0.035)	
Valor capital humano población en edad de trabajar per cápita				2.781** (1.280)				4.466** (2.037)				4.845* (2.575)
nº observaciones	119	119	119	119	119	119	119	119	119	119	119	119
R2 ajustado	0.828	0.832	0.828	0.834								
nº Instrumentos					35	35	35	35				
m1					-2.570	-2.620	-2.670	-2.500				
Pr > z					0.010	0.009	0.008	0.012				
m2					0.840	0.810	0.850	0.730				
Pr > z					0.399	0.420	0.396	0.464				
Sargan test					30.290	32.170	33.730	37.470				
Prob > chi2					0.175	0.123	0.090	0.039				
Hansen test					11.970	9.730	10.570	8.290				
Prob > chi2					0.980	0.996	0.992	0.999				
R-sq: within									0.888	0.895	0.885	0.890
between									0.253	0.325	0.240	0.384
overall									0.569	0.644	0.573	0.670
corr(u_i, Xb)									-0.650	-0.590	-0.641	-0.568

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 7. Efectos de las Competencias de las CC.AA.

	MCO						GMM system						Efectos fijos					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln (PIB per cápita) ₀	-0.916 (0.700)	-1.052 (0.705)	-1.006 (0.725)	-1.028 (0.718)	-1.007 (0.725)	-1.111 (0.725)	-1.158 (1.457)	-1.439 (1.194)	-1.677 (1.356)	-1.110 (1.651)	-1.134 (1.553)	-1.621 (1.287)	-6.844*** (1.503)	-7.302*** (1.500)	-7.418*** (1.504)	-7.537*** (1.511)	-8.036*** (1.596)	-8.067*** (1.505)
Tasa crecimiento población	-0.406** (0.160)	-0.375** (0.161)	-0.366** (0.161)	-0.362** (0.160)	-0.361** (0.161)	-0.345** (0.162)	-0.560 (0.338)	-0.599 (0.364)	-0.543 (0.392)	-0.586 (0.435)	-0.571 (0.409)	-0.429 (0.349)	-0.858*** (0.243)	-0.868*** (0.246)	-0.835*** (0.250)	-0.820*** (0.251)	-0.788*** (0.253)	-0.858*** (0.247)
Tasa inversión (% PIB)	0.064** (0.028)	0.067** (0.029)	0.071** (0.029)	0.072** (0.029)	0.084* (0.049)	0.069** (0.029)	0.067 (0.071)	0.069 (0.065)	0.063 (0.065)	0.075 (0.066)	0.085 (0.065)	0.063 (0.061)	0.052 (0.039)	0.042 (0.040)	0.042 (0.039)	0.044 (0.039)	0.008 (0.054)	0.037 (0.038)
Años medios estudio	0.345 (0.256)	0.416 (0.260)	0.458* (0.252)	0.463* (0.251)	0.455* (0.254)	0.318 (0.302)	0.882 (0.525)	0.863 (0.540)	0.928** (0.427)	0.932* (0.443)	0.813 (0.555)	0.466 (0.675)	1.342*** (0.442)	1.434*** (0.445)	1.508*** (0.446)	1.549*** (0.449)	1.504*** (0.452)	1.260*** (0.462)
Competencias CC.AA./ Competencias medias	-0.418* (0.220)						-0.821 (0.522)						-0.639* (0.376)					
Competencias totales		-0.003 (0.003)						0.003 (0.006)						-0.005 (0.009)				
Competencias comunes			-0.020 (0.035)						0.003 (0.047)						-0.041 (0.049)			
Índice de Competencias				-0.072 (0.131)	0.023 (0.334)	-0.740 (0.775)				-0.010 (0.182)	0.029 (0.284)	-0.837 (0.831)				-0.173 (0.167)	-0.511 (0.385)	-1.653** (0.727)
Índice de Competencias x Tasa inversión (% PIB)					-0.006 (0.019)						-0.002 (0.014)						0.020 (0.020)	
Índice de Competencias x Años medios estudio						0.066 (0.075)						0.078 (0.068)						0.143** (0.068)
nº observaciones	119	119	119	119	119	119	119	119	119	119	119	119	119	119	119	119	119	119
R2 ajustado	0.8367	0.8323	0.8317	0.8317	0.8302	0.8313												
nº Instrumentos							42	42	42	42	49	49						
m1							-2.700	-2.700	-2.710	-2.770	-2.780	-2.790						
Pr > z							0.007	0.007	0.007	0.006	0.005	0.005						
m2							0.850	0.810	0.790	0.810	0.860	0.790						
Pr > z							0.393	0.418	0.431	0.418	0.391	0.432						
Sargan test							34.680	40.580	45.480	44.160	44.820	51.050						
Prob > chi2							0.255	0.094	0.035	0.046	0.149	0.050						
Hansen test							5.600	4.980	4.450	5.850	7.590	5.790						
Prob > chi2							1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000						
R-sq: within													0.901	0.898	0.898	0.899	0.900	0.903
between													0.405	0.381	0.362	0.362	0.339	0.367
overall													0.664	0.645	0.638	0.636	0.611	0.615
corr(u _i , X _b)													-0.589	-0.603	-0.607	-0.610	-0.633	-0.636

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 8. Efectos de la Política Fiscal

	MCO													
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
ln (PIB per cápita) ₀	-1.229* (0.714)	-1.024 (0.781)	-0.741 (0.769)	-1.072 (0.704)	-1.211* (0.717)	-1.012 (0.711)	-1.116 (0.731)	-0.890 (0.688)	-1.084 (0.738)	-1.457** (0.698)	-0.854 (0.720)	-0.816 (0.722)	-1.228 (0.764)	-0.886 (0.697)
Tasa crecimiento población	-0.376** (0.161)	-0.702*** (0.160)	-0.798*** (0.166)	-0.363** (0.160)	-0.372** (0.161)	-0.383** (0.162)	-0.360** (0.165)	-0.501*** (0.148)	-0.347** (0.160)	-0.404** (0.162)	-0.487*** (0.149)	-0.482*** (0.149)	-0.378** (0.163)	-0.499*** (0.150)
Tasa inversión (% PIB)	0.071** (0.029)	0.065* (0.037)	0.050 (0.037)	0.073** (0.029)	0.071** (0.029)	0.073** (0.029)	0.070** (0.030)	0.034 (0.032)	0.073** (0.029)		0.028 (0.033)	0.026 (0.033)	0.073** (0.030)	0.037 (0.033)
Años medios estudio	0.477* (0.249)	0.414 (0.313)	0.374 (0.295)	0.476* (0.250)	0.478* (0.250)	0.424 (0.257)	0.478* (0.250)	0.409 (0.259)	0.462* (0.248)	0.512** (0.249)	0.398 (0.261)	0.398 (0.261)	0.488* (0.261)	0.430 (0.271)
Gasto público (% PIB)	-0.017 (0.019)								-0.095** (0.044)	-0.034 (0.068)	0.033 (0.030)			
Gasto en Servicios Públicos Fundamentales CC.AA. per cápita		-0.390 (0.909)												
Gasto en Servicios Públicos Fundamentales CC.AA. /Total AA.PP.			0.046 (0.028)											
Inversión pública CC.AA./Total AA.PP.				-0.008 (0.009)										
Ingresos públicos (% PIB)					-0.014 (0.019)							0.038 (0.030)		
Ingresos propios CC.AA. (% total ingresos CC.AA.)						0.018 (0.021)								
Ingresos sobre los que CC.AA. tienen alguna competencia (% total ingresos CC.AA.)							0.000 (0.004)							
Deuda pública (% PIB)								0.022 (0.023)			0.051 (0.047)	0.046 (0.045)		
Índice de Competencias									-0.269 (0.181)					
Gasto público (% PIB) x Índice de Competencias									0.029** (0.014)					
Tasa de inversión privada (% PIB)										0.068 (0.052)				
Gasto público (% PIB) x Tasa de inversión privada (% PIB)										0.001 (0.005)				
Gasto público (% PIB) x Deuda pública (% PIB)											-0.004 (0.003)			
Ingresos públicos (% PIB) x Deuda pública (% PIB)												-0.004 (0.003)		
Gasto público (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 151													-0.015 (0.024)	
Gasto público (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 143													-0.018 (0.026)	
Gasto público (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Forales													-0.018 (0.020)	
Deuda pública (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 151														0.004 (0.020)
Deuda pública (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 143														-0.001 (0.025)
Deuda pública (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Forales														-0.005 (0.034)
nº observaciones	119	51	51	119	119	119	119	85	119	119	85	85	119	85
R2 ajustado	0.8325	0.8559	0.86	0.8323	0.8320	0.8324	0.8312	0.87	0.8359	0.8325	0.87	0.87	0.8294	0.8674

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 8. Efectos de la Política Fiscal (Continuación)

	GMM system													
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
ln (PIB per cápita) ₀	-2.700** (1.042)	-4.106 (2.919)	-2.071 (1.655)	-1.389 (1.063)	-2.509** (1.145)	-1.578 (1.043)	-2.375 (1.962)	-0.261 (1.533)	-1.876 (1.136)	-3.002*** (1.015)	-1.713 (1.070)	-1.702 (1.060)	-2.808** (1.117)	-1.081 (1.215)
Tasa crecimiento población	-0.471 (0.334)	-0.457 (0.311)	-0.719** (0.252)	-0.586* (0.315)	-0.461 (0.340)	-0.567 (0.355)	-0.522 (0.336)	-0.776** (0.309)	-0.518 (0.360)	-0.462 (0.308)	-0.569** (0.252)	-0.553** (0.226)	-0.453 (0.342)	-0.632** (0.258)
Tasa inversión (% PIB)	0.051 (0.064)	0.022 (0.132)	-0.047 (0.067)	0.073 (0.066)	0.056 (0.064)	0.082 (0.052)	0.049 (0.063)	-0.046 (0.066)	0.058 (0.059)		-0.024 (0.055)	-0.025 (0.057)	0.031 (0.068)	-0.037 (0.061)
Años medios estudio	1.240*** (0.289)	0.250 (0.874)	0.867* (0.465)	0.939** (0.386)	1.209*** (0.324)	0.902** (0.313)	0.715 (0.846)	0.708 (0.421)	1.032*** (0.321)	1.238** (0.430)	0.693* (0.392)	0.698* (0.377)	1.191*** (0.318)	0.802** (0.325)
Gasto público (% PIB)	-0.027 (0.031)								-0.116 (0.075)	-0.068 (0.092)	0.021 (0.031)			
Gasto en Servicios Públicos Fundamentales CC.AA. per cápita		0.622 (3.651)												
Gasto en Servicios Públicos Fundamentales CC.AA. /Total AA.PP.			0.075** (0.034)											
Inversión pública CC.AA./Total AA.PP.				-0.015 (0.024)										
Ingresos públicos (% PIB)					-0.017 (0.031)							0.027 (0.030)		
Ingresos propios CC.AA. (% total ingresos CC.AA.)						0.021 (0.030)								
Ingresos sobre los que CC.AA. tienen alguna competencia (% total ingresos CC.AA.)							0.008 (0.008)							
Deuda pública (% PIB)								0.022 (0.023)			0.053* (0.028)	0.050* (0.027)		
Índice de Competencias									-0.216 (0.287)					
Gasto público (% PIB) x Índice de Competencias									0.030 (0.020)					
Tasa de inversión privada (% PIB)										0.042 (0.077)				
Gasto público (% PIB) x Tasa de inversión privada (% PIB)										0.003 (0.005)				
Gasto público (% PIB) x Deuda pública (% PIB)											-0.004** (0.002)			
Ingresos públicos (% PIB) x Deuda pública (% PIB)												-0.004** (0.002)		
Gasto público (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 151													-0.020 (0.024)	
Gasto público (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 143													-0.032 (0.022)	
Gasto público (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Forales													-0.047* (0.026)	
Deuda pública (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 151														0.008 (0.021)
Deuda pública (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 143														0.010 (0.021)
Deuda pública (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Forales														-0.020 (0.027)
nº observaciones	119	51	51	119	119	119	119	85	119	119	85	85	119	85
nº instrumentos	42	34	34	42	42	42	42	38	56	49	50	50	56	48
m1	-2.640	-0.360	0.340	-2.750	-2.660	-2.720	-2.730	-2.270	-2.630	-2.620	-2.380	-2.410	-2.540	-2.380
Pr > z	0.008	0.798	0.736	0.006	0.008	0.006	0.006	0.023	0.008	0.009	0.017	0.016	0.011	0.017
m2	0.720	-	-	0.680	0.760	0.830	0.850	-2.200	0.840	0.820	-2.280	-2.290	0.700	-2.210
Pr > z	0.469	-	-	0.494	0.449	0.409	0.393	0.028	0.399	0.415	0.022	0.022	0.486	0.027
Sargan test	45.260	64.350	53.160	34.540	44.570	35.340	38.130	40.600	51.920	46.650	46.750	46.980	62.240	50.880
Prob > chi2	0.036	0.000	0.001	0.260	0.042	0.231	0.147	0.058	0.140	0.110	0.156	0.151	0.023	0.051
Hansen test	5.550	10.550	12.950	6.300	3.860	5.180	4.380	10.400	1.890	4.640	1.160	1.510	2.570	8.370
Prob > chi2	1.000	0.997	0.984	1.000	1.000	1.000	1.000	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 8. Efectos de la Política Fiscal (Continuación)

	Efectos fijos													
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
ln (PIB per cápita) ₀	-7.303*** (1.502)	-11.862*** (1.824)	-11.676*** (1.745)	-7.297*** (1.500)	-7.315*** (1.500)	-7.363*** (1.521)	-6.928*** (1.487)	-6.147*** (1.931)	-7.526*** (1.489)	-7.336*** (1.526)	-6.529*** (2.206)	-6.604*** (2.188)	-6.896*** (1.572)	-6.122*** (1.966)
Tasa crecimiento población	-0.873*** (0.247)	-0.230 (0.184)	-0.228 (0.198)	-0.883*** (0.246)	-0.863*** (0.247)	-0.867*** (0.248)	-0.833*** (0.242)	-0.857*** (0.251)	-0.769*** (0.251)	-0.887*** (0.248)	-0.859*** (0.255)	-0.846*** (0.255)	-0.898*** (0.250)	-0.872*** (0.258)
Tasa inversión (% PIB)	0.038 (0.039)	-0.005 (0.054)	0.005 (0.057)	0.039 (0.039)	0.041 (0.039)	0.034 (0.040)	0.055 (0.039)	-0.020 (0.054)	0.076* (0.041)		-0.020 (0.057)	-0.019 (0.056)	0.042 (0.040)	-0.022 (0.055)
Años medios estudio	1.443*** (0.453)	1.083* (0.607)	1.095* (0.608)	1.471*** (0.444)	1.401*** (0.453)	1.482*** (0.453)	1.338*** (0.440)	1.271** (0.488)	1.115** (0.473)	1.415*** (0.455)	1.227** (0.495)	1.201** (0.492)	1.341*** (0.465)	1.260** (0.500)
Gasto público (% PIB)	0.005 (0.028)								-0.065 (0.052)	-0.029 (0.083)	0.020 (0.038)			
Gasto en Servicios Públicos Fundamentales CC.AA. per cápita		0.667 (1.915)												
Gasto en Servicios Públicos Fundamentales CC.AA. /Total AA.PP.			-0.004 (0.062)											
Inversión pública CC.AA./Total AA.PP.				-0.007 (0.014)										
Ingresos públicos (% PIB)					0.017 (0.030)							0.029 (0.039)		
Ingresos propios CC.AA. (% total ingresos CC.AA.)						-0.007 (0.025)								
Ingresos sobre los que CC.AA. tienen alguna competencia (% total ingresos CC.AA.)							-0.012* (0.006)							
Deuda pública (% PIB)								-0.048 (0.030)			-0.075 (0.074)	-0.076 (0.070)		
Índice de Competencias									-0.559** (0.232)					
Gasto público (% PIB) x Índice de Competencias									0.033** (0.014)					
Tasa de inversión privada (% PIB)										0.031 (0.055)				
Gasto público (% PIB) x Tasa de inversión privada (% PIB)										0.002 (0.005)				
Gasto público (% PIB) x Deuda pública (% PIB)											0.001 (0.004)			
Ingresos públicos (% PIB) x Deuda pública (% PIB)												0.002 (0.004)		
Gasto público (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 151													0.028 (0.053)	
Gasto público (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 143													0.008 (0.029)	
Gasto público (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Forales													0.065 (0.060)	
Deuda pública (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 151														-0.050 (0.033)
Deuda pública (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 143														-0.045 (0.033)
Deuda pública (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Forales														-0.028 (0.061)
n° observaciones	119	51	51	119	119	119	119	85	119	119	85	85	119	85
R-sq: within	0.898	0.960	0.960	0.898	0.898	0.898	0.901	0.913	0.905	0.898	0.914	0.915	0.899	0.913
between	0.354	0.219	0.214	0.365	0.345	0.352	0.314	0.563	0.321	0.355	0.524	0.510	0.318	0.572
overall	0.640	0.383	0.387	0.644	0.631	0.642	0.611	0.696	0.583	0.644	0.651	0.640	0.648	0.697
corr(u_i, x_b)	-0.603	-0.830	-0.824	-0.602	-0.612	-0.601	-0.628	-0.609	-0.660	-0.599	-0.650	-0.659	-0.589	-0.610

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 9. Efectos de la Innovación

	MCO													
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
ln (PIB per cápita) ₀	-1.356* (0.726)	-1.345* (0.711)	-0.690 (0.665)	-0.908 (0.660)	-0.801 (0.656)	-0.947 (0.665)	-0.962 (0.657)	-1.217 (0.782)	-2.591*** (0.793)	-1.312** (0.655)	-1.364* (0.727)	-1.061 (0.683)	-1.286* (0.745)	-0.780 (0.715)
Tasa crecimiento población	-0.359** (0.159)	-0.413*** (0.146)	-0.409*** (0.147)	-0.372** (0.147)	-0.401*** (0.146)	-0.367** (0.148)	-0.536*** (0.144)	-0.554*** (0.176)	-0.688*** (0.180)	-0.415*** (0.147)	-0.351** (0.160)	-0.407*** (0.155)	-0.358** (0.164)	-0.528*** (0.152)
Tasa inversión (% PIB)	0.064** (0.029)		0.047 (0.031)	0.048 (0.031)	0.043 (0.031)	0.048 (0.031)		0.046 (0.032)	0.049* (0.028)		0.062** (0.029)	0.063** (0.029)	0.065** (0.029)	0.036 (0.032)
Años medios estudio	0.370 (0.263)	0.361 (0.250)	0.203 (0.293)	0.236 (0.269)	0.206 (0.281)	0.262 (0.264)	0.148 (0.292)	0.336 (0.308)	0.529** (0.258)	0.218 (0.249)	0.341 (0.265)		0.348 (0.285)	0.110 (0.302)
Patentes por millón habitantes	0.004 (0.003)								0.008 (0.006)	-0.000 (0.008)	-0.010 (0.016)	0.002 (0.006)	0.003 (0.007)	
Tasa inversión no TIC (% PIB) _{t-1}		-0.052 (0.039)												
Tasa inversión TIC (% PIB) _{t-1}							0.249 (0.203)			0.152 (0.223)				
Tasa inversión pública TIC (% PIB) _{t-1}		0.234 (1.092)												
Tasa inversión privada TIC (% PIB) _{t-1}		0.537** (0.257)												
Gasto I+D (% PIB) _{t-1}							0.223 (0.519)							0.405 (0.388)
Gasto I+D (% PIB)			0.314 (0.248)					0.220 (0.525)						
Gasto I+D empresas (% PIB)				0.458 (0.317)										
Personal I+D (% ocupados)					0.039 (0.028)									
Personal I+D empresas (% ocupados)						0.057 (0.042)								
Tasa inversión TIC (% PIB) x Gasto I+D (% PIB)							0.046 (0.194)							
Sociedades por diez mil habitantes								0.029 (0.027)	0.075*** (0.026)					
Sociedades por diez mil habitantes x Gasto I+D (% PIB)								-0.001 (0.019)						
Sociedades por diez mil habitantes x Patentes por millón habitantes									-0.000 (0.000)					
Patentes por millón habitantes x Tasa de inversión en TIC (% PIB)										0.002 (0.003)				
Años medios estudio x Patentes por millón habitantes											0.001 (0.001)			
% Población en edad de trabajar con estudios superiores												0.031 (0.043)		
Patentes por millón de habitantes x % Pob. en edad de trabajar con estudios superiores												0.000 (0.000)		
Índice de Competencias													-0.125 (0.150)	-0.002 (0.132)
Índice de Competencias x Patentes por millón de habitantes													0.000 (0.002)	
Índice de Competencias x Gasto I+D (% PIB)														0.018 (0.091)
n° observaciones	119	102	102	102	102	102	85	102	119	102	119	119	119	85
R2 ajustado	0.8337	0.8886	0.8869	0.8875	0.8874	0.8872	0.8779	0.8872	0.8477	0.8911	0.8334	0.8316	0.8317	0.8732

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 9. Efectos de la Innovación (Continuación)

	GMM system													
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
ln (PIB per cápita) ₀	-2.031*	-1.617	-1.680	-1.624	-2.331	-1.672	-1.149	-0.827	-1.346	-1.359	-2.614*	-1.591	-1.713	-0.850
	(1.017)	(1.890)	(1.264)	(1.342)	(1.500)	(1.510)	(0.886)	(1.291)	(2.556)	(1.975)	(1.288)	(1.685)	(1.465)	(0.792)
Tasa crecimiento población	-0.494	-0.582	-0.547**	-0.545**	-0.459*	-0.516*	-0.536**	-1.066***	-0.959**	-0.497	-0.350	-0.570	-0.415	-0.724***
	(0.322)	(0.373)	(0.241)	(0.257)	(0.252)	(0.295)	(0.206)	(0.234)	(0.439)	(0.311)	(0.325)	(0.334)	(0.316)	(0.188)
Tasa inversión (% PIB)	0.063		-0.037	-0.041	-0.038	-0.029		-0.016	0.083*		0.049	0.054	0.072*	0.002
	(0.062)		(0.054)	(0.054)	(0.048)	(0.055)		(0.067)	(0.045)		(0.054)	(0.057)	(0.038)	(0.048)
Años medios estudio	0.788	0.496	0.680	0.706	0.599	0.630	0.442	0.352	0.230	0.749	0.841		0.727	0.279
	(0.481)	(0.445)	(0.533)	(0.529)	(0.568)	(0.533)	(0.520)	(0.443)	(0.551)	(0.506)	(0.517)		(0.592)	(0.371)
Patentes por millón habitantes	0.008								0.016*	-0.010	-0.018	0.004	-0.004	
	(0.006)								(0.009)	(0.006)	(0.014)	(0.008)	(0.009)	
Tasa inversión no TIC (% PIB) _{t-1}		-0.104*												
		(0.052)												
Tasa inversión TIC (% PIB) _{t-1}							0.269			-0.169				
							(0.286)			(0.302)				
Tasa inversión pública TIC (% PIB) _{t-1}		0.537												
		(1.564)												
Tasa inversión privada TIC (% PIB) _{t-1}		0.880*												
		(0.416)												
Gasto I+D (% PIB) _{t-1}							0.248							0.266
							(0.658)							(0.515)
Gasto I+D (% PIB)			0.346					0.487						
			(0.406)					(0.785)						
Gasto I+D empresas (% PIB)				0.182										
				(0.397)										
Personal I+D (% ocupados)					0.048									
					(0.043)									
Personal I+D empresas (% ocupados)						0.009								
						(0.038)								
Tasa inversión TIC (% PIB) x Gasto I+D (% PIB)							0.004							
							(0.174)							
Sociedades por diez mil habitantes								0.073	0.076*					
								(0.045)	(0.036)					
Sociedades por diez mil habitantes x Gasto I+D (% PIB)								-0.028						
								(0.031)						
Sociedades por diez mil habitantes x Patentes por millón habitantes									-0.000					
									(0.000)					
Patentes por millón habitantes x Tasa de inversión en TIC (% PIB)										0.005				
										(0.004)				
Años medios estudio x Patentes por millón habitantes											0.002*			
											(0.001)			
% Población en edad de trabajar con estudios superiores												0.050		
												(0.058)		
Patentes por millón de habitantes x % Pob. en edad de trabajar con estudios superiores												-0.000		
												(0.000)		
Índice de Competencias													-0.107	0.193
													(0.181)	(0.197)
Índice de Competencias x Patentes por millón de habitantes													0.002	
													(0.001)	
Índice de Competencias x Gasto I+D (% PIB)														-0.021
														(0.070)
nº observaciones	119	102	102	102	102	102	85	102	119	102	119	119	119	85
nº Instrumentos	42	45	40	40	40	40	43	53	56	47	49	49	56	51
m1	-2.710	-2.520	-2.430	-2.460	-2.430	-2.470	-2.270	-2.280	-2.820	-2.390	-2.810	-2.860	-2.810	-2.190
Pr > z	0.007	0.012	0.015	0.014	0.015	0.013	0.023	0.022	0.005	0.017	0.005	0.004	0.005	0.028
m2	0.610	-0.640	-0.870	-0.850	-0.880	-0.780	-2.230	-0.820	0.500	-0.800	0.750	0.770	0.810	-1.930
Pr > z	0.544	0.525	0.382	0.395	0.378	0.436	0.026	0.410	0.616	0.424	0.454	0.439	0.416	0.053
Sargan test	34.240	48.830	39.040	39.530	40.090	41.350	45.530	49.410	60.080	54.710	38.750	37.360	47.760	45.700
Prob > chi2	0.271	0.037	0.101	0.092	0.082	0.064	0.057	0.146	0.035	0.018	0.347	0.406	0.250	0.214
Hansen test	4.370	12.110	9.370	10.150	4.140	6.010	11.370	2.060	4.200	7.540	3.250	3.700	1.890	4.600
Prob > chi2	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 9. Efectos de la Innovación (Continuación)

	Efectos fijos													
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
ln (PIB per cápita) ₀	-7.312*** (1.503)	-5.297*** (1.623)	-5.130*** (1.597)	-5.349*** (1.586)	-5.278*** (1.605)	-5.655*** (1.591)	-5.612*** (2.008)	-5.951*** (1.775)	-8.987*** (1.479)	-5.419*** (1.632)	-8.326*** (1.449)	-6.503*** (1.478)	-8.845*** (1.515)	-6.432*** (2.010)
Tasa crecimiento población	-0.879*** (0.246)	-1.006*** (0.238)	-1.030*** (0.228)	-1.046*** (0.226)	-1.011*** (0.228)	-1.047*** (0.224)	-0.777*** (0.264)	-1.111*** (0.241)	-1.108*** (0.239)	-1.057*** (0.229)	-0.903*** (0.233)	-0.939*** (0.252)	-0.870*** (0.242)	-0.784*** (0.262)
Tasa inversión (% PIB)	0.037 (0.039)		-0.022 (0.051)	-0.007 (0.050)	-0.022 (0.048)	-0.004 (0.048)		-0.034 (0.053)	-0.025 (0.040)		0.028 (0.037)	0.029 (0.041)	0.032 (0.038)	-0.013 (0.059)
Años medios estudio	1.426*** (0.463)	1.703*** (0.432)	1.694*** (0.429)	1.697*** (0.422)	1.721*** (0.425)	1.713*** (0.418)	1.299** (0.507)	1.727*** (0.448)	1.739*** (0.453)	1.639*** (0.435)	1.885*** (0.456)		2.029*** (0.480)	1.484*** (0.515)
Patentes por millón habitantes	0.001 (0.005)								-0.002 (0.007)	0.004 (0.010)	-0.054*** (0.017)	0.004 (0.008)	-0.019** (0.008)	
Tasa inversión no TIC (% PIB) _{t-1}		-0.033 (0.058)												
Tasa inversión TIC (% PIB) _{t-1}							-0.019 (0.461)			-0.335 (0.354)				
Tasa inversión pública TIC (% PIB) _{t-1}		-0.831 (1.793)												
Tasa inversión privada TIC (% PIB) _{t-1}		-0.057 (0.529)												
Gasto I+D (% PIB) _{t-1}							0.329 (0.608)							-0.027 (0.632)
Gasto I+D (% PIB)			0.229 (0.454)					0.261 (0.590)						
Gasto I+D empresas (% PIB)				0.782 (0.563)										
Personal I+D (% ocupados)					0.040 (0.046)									
Personal I+D empresas (% ocupados)						0.122* (0.066)								
Tasa inversión TIC (% PIB) x Gasto I+D (% PIB)							0.197 (0.315)							
Sociedades por diez mil habitantes								0.035 (0.038)	0.065* (0.034)					
Sociedades por diez mil habitantes x Gasto I+D (% PIB)								-0.000 (0.025)						
Sociedades por diez mil habitantes x Patentes por millón habitantes									0.000 (0.000)					
Patentes por millón habitantes x Tasa de inversión en TIC (% PIB)										0.000 (0.004)				
Años medios estudio x Patentes por millón habitantes											0.005*** (0.001)			
% Población en edad de trabajar con estudios superiores												0.145* (0.083)		
Patentes por millón de habitantes x % Pob. en edad de trabajar con estudios superiores												-0.000 (0.000)		
Índice de Competencias													-0.402** (0.177)	-0.136 (0.183)
Índice de Competencias x Patentes por millón de habitantes													0.005*** (0.002)	
Índice de Competencias x Gasto I+D (% PIB)														0.176 (0.109)
nº observaciones	119	102	102	102	102	102	85	102	119	102	119	119	119	85
R-sq: within	0.8975	0.933	0.9325	0.934	0.933	0.9352	0.9102	0.9336	0.9118	0.9334	0.9096	0.895	0.9083	0.9138
between	0.3653	0.409	0.4785	0.5269	0.4923	0.5266	0.7537	0.4768	0.376	0.4503	0.3542	0.3502	0.3389	0.6819
overall	0.6465	0.7551	0.7523	0.7399	0.7505	0.7315	0.7565	0.7628	0.6892	0.7443	0.607	0.6563	0.5795	0.7202
corr(u_i, Xb)	-0.5983	-0.5022	-0.5172	-0.5416	-0.5221	-0.5525	-0.5779	-0.5043	-0.563	-0.5234	-0.6454	-0.5823	-0.668	-0.6091

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 10. Efectos del Emprendimiento

	MCO								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ln (PIB per cápita) ₀	-2.175*** (0.743)	-1.066 (0.707)	-1.481 (1.118)	-1.146 (0.744)	-0.875 (0.679)	-0.878 (0.679)	-1.082 (0.672)	-2.629*** (0.735)	-2.250*** (0.721)
Tasa crecimiento población	-0.666*** (0.178)	-0.422** (0.194)	-0.490*** (0.148)	-0.495*** (0.162)	-0.498*** (0.149)	-0.497*** (0.148)	-0.641*** (0.160)	-0.662*** (0.173)	-0.610*** (0.174)
Tasa inversión (% PIB)	0.055* (0.028)	0.071** (0.029)	0.033 (0.031)	0.028 (0.038)	0.032 (0.032)	0.032 (0.032)	0.018 (0.032)	0.068** (0.027)	0.070** (0.027)
Años medios estudio	0.599** (0.241)	0.402 (0.283)	0.494* (0.286)	0.460 (0.317)	0.398 (0.251)	0.395 (0.251)	0.097 (0.290)	1.116*** (0.294)	0.607** (0.232)
Sociedades por diez mil habitantes	0.060*** (0.018)							0.303*** (0.086)	0.137*** (0.029)
% Ocupados no asalariados		-0.011 (0.018)							
Empresas por mil habitantes			0.012 (0.018)						
Asalariados por empresa (con asalariados)				0.182 (0.111)					
% Empresas sin asalariados					0.007 (0.027)				
% Empresas 1-49 trabajadores						-0.009 (0.027)			
% Empresas 50 y más trabajadores							1.049* (0.539)		
Sociedades por diez mil habitantes x Años medios estudio								-0.022*** (0.008)	
Índice de Competencias									0.376* (0.200)
Índice de Competencias x Sociedades por diez mil habitantes									-0.025*** (0.008)
nº observaciones	119	119	85	68	85	85	85	119	119
R2 ajustado	0.8471	0.8317	0.8715	0.9049	0.8708	0.8709	0.8769	0.8569	0.8591

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 10. Efectos del Emprendimiento (Continuación)

	GMM system								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ln (PIB per cápita) ₀	-0.541 (2.879)	-1.631 (1.119)	-0.626 (1.434)	-1.985* (1.055)	-0.231 (1.578)	-0.196 (1.558)	-2.144 (1.701)	-0.637 (1.835)	-1.868 (1.932)
Tasa crecimiento población	-0.909* (0.450)	-0.591* (0.322)	-1.005** (0.352)	-0.491** (0.202)	-0.889** (0.361)	-0.885** (0.357)	-0.752*** (0.217)	-0.966** (0.354)	-0.635** (0.298)
Tasa inversión (% PIB)	0.095 (0.055)	0.064 (0.063)	-0.070 (0.056)	-0.040 (0.082)	-0.036 (0.058)	-0.036 (0.058)	-0.086 (0.067)	0.120* (0.058)	0.105*** (0.034)
Años medios estudio	0.448 (0.656)	0.871 (0.539)	0.558 (0.585)	0.680 (0.499)	0.229 (0.442)	0.243 (0.431)	0.549 (0.433)	1.004*** (0.243)	0.247 (0.474)
Sociedades por diez mil habitantes	0.030 (0.036)							0.342*** (0.116)	0.154** (0.062)
% Ocupados no asalariados		-0.002 (0.028)							
Empresas por mil habitantes			0.040 (0.053)						
Asalariados por empresa (con asalariados)				0.268* (0.145)					
% Empresas sin asalariados					-0.040 (0.065)				
% Empresas 1-49 trabajadores						0.037 (0.063)			
% Empresas 50 y más trabajadores							1.649 (1.105)		
Sociedades por diez mil habitantes x Años medios estudio								-0.027** (0.010)	
Índice de Competencias									0.508 (0.311)
Índice de Competencias x Sociedades por diez mil habitantes									-0.030* (0.015)
nº observaciones	119	119	85	68	85	85	85	119	119
nº Instrumentos	42	42	38	36	38	38	38	49	56
m1	-2.890	-2.690	-2.170	-1.100	-2.370	-2.360	-2.320	-2.790	-2.770
Pr > z	0.004	0.007	0.030	0.273	0.018	0.018	0.021	0.005	0.006
m2	0.800	0.800	-2.190	-2.300	-2.220	-2.220	-2.220	0.600	0.690
Pr > z	0.424	0.423	0.028	0.021	0.026	0.027	0.027	0.552	0.488
Sargan test	53.150	47.550	38.490	48.480	37.230	37.250	40.090	51.000	61.930
Prob > chi2	0.006	0.022	0.090	0.007	0.114	0.113	0.065	0.050	0.024
Hansen test	6.170	6.800	11.050	12.180	12.070	11.220	11.160	3.850	0.780
Prob > chi2	1.000	1.000	0.998	0.994	0.996	0.998	0.998	1.000	1.000

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 10. Efectos del Emprendimiento (Continuación)

	Efectos fijos								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ln (PIB per cápita) ₀	-8.791*** (1.474)	-7.200*** (1.490)	-4.420* (2.273)	-6.372*** (2.195)	-5.097*** (1.836)	-5.090*** (1.837)	-5.554*** (1.804)	-8.656*** (1.450)	-9.339*** (1.440)
Tasa crecimiento población	-1.075*** (0.238)	-0.917*** (0.246)	-0.802*** (0.253)	-0.764*** (0.241)	-0.814*** (0.255)	-0.813*** (0.255)	-0.887*** (0.250)	-0.974*** (0.239)	-0.763*** (0.255)
Tasa inversión (% PIB)	-0.022 (0.040)	0.032 (0.038)	-0.029 (0.058)	0.006 (0.058)	-0.038 (0.053)	-0.038 (0.053)	-0.023 (0.052)	0.001 (0.041)	0.005 (0.040)
Años medios estudio	1.687*** (0.422)	1.840*** (0.527)	1.374*** (0.510)	1.965*** (0.544)	1.257** (0.510)	1.262** (0.510)	1.163** (0.490)	1.584*** (0.417)	1.390*** (0.432)
Sociedades por diez mil habitantes	0.089*** (0.025)							0.280*** (0.097)	0.156*** (0.035)
% Ocupados no asalariados		0.033 (0.025)							
Empresas por mil habitantes			-0.019 (0.042)						
Asalariados por empresa (con asalariados)				-0.091 (0.314)					
% Empresas sin asalariados					-0.022 (0.039)				
% Empresas 1-49 trabajadores						0.021 (0.039)			
% Empresas 50 y más trabajadores							3.201* (1.681)		
Sociedades por diez mil habitantes x Años medios estudio								-0.018** (0.009)	
Índice de Competencias									0.294 (0.210)
Índice de Competencias x Sociedades por diez mil habitantes									-0.023*** (0.008)
nº observaciones	119	119	85	68	85	85	85	119	119
R-sq: within	0.9096	0.8994	0.9093	0.9478	0.9094	0.9094	0.9142	0.9136	0.9176
between	0.3307	0.3929	0.6362	0.5796	0.5987	0.5987	0.6741	0.265	0.2625
overall	0.6937	0.6329	0.7535	0.7706	0.7587	0.7584	0.7835	0.6875	0.6664
corr(u_i, Xb)	-0.5458	-0.6198	-0.5494	-0.5525	-0.5311	-0.5314	-0.5203	-0.5419	-0.5696

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 11. Efectos de la Apertura Comercial

	MCO										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
ln (PIB per cápita) ₀	-0.816 (0.677)	-0.863 (0.685)	-0.928 (0.680)	-0.847 (0.685)	-1.208 (0.771)	-1.030 (0.687)	-0.568 (0.711)	-1.172* (0.682)	-0.715 (0.716)	-0.846 (0.676)	-0.837 (0.686)
Tasa crecimiento población	-0.391** (0.155)	-0.509*** (0.156)	-0.369** (0.151)	-0.515*** (0.152)	-0.552*** (0.176)	-0.670*** (0.176)	-0.460*** (0.155)	-0.457*** (0.154)	-0.417*** (0.157)	-0.386** (0.154)	-0.374** (0.154)
Tasa inversión (% PIB)	0.044 (0.032)	0.034 (0.032)	0.043 (0.031)	0.035 (0.032)	0.044 (0.031)	0.017 (0.032)	0.052 (0.033)	0.031 (0.032)	0.047 (0.032)	0.043 (0.031)	0.047 (0.032)
Años medios estudio	0.416* (0.242)	0.401 (0.252)	0.393 (0.242)	0.405 (0.252)	0.447* (0.240)	0.121 (0.299)	0.337 (0.251)	0.230 (0.257)	0.234 (0.314)	0.325 (0.252)	0.453* (0.245)
Exportaciones al extranjero (% PIB)	0.000 (0.009)				-0.025 (0.029)	-0.023 (0.026)	0.250* (0.134)	-0.014 (0.017)	-0.007 (0.016)	-0.093 (0.077)	-0.035 (0.025)
Exportaciones totales (% PIB)		-0.000 (0.004)									
Grado de apertura al extranjero			0.004 (0.005)								
Grado de apertura total				-0.001 (0.002)							
Sociedades por diez mil habitantes					0.014 (0.025)						
Exportaciones al extranjero (% PIB) x Sociedades por diez mil habitantes					0.001 (0.001)						
% Empresas 50 y más trabajadores						0.740 (0.782)					
Exportaciones al extranjero (% PIB) x % Empresas 50 y más trabajadores						0.021 (0.028)					
% Empresas sin asalariados							0.083* (0.049)				
Exportaciones al extranjero (% PIB) x % Empresas sin asalariados							-0.005* (0.002)				
Patentes por millón de habitantes								0.009* (0.005)			
Exportaciones al extranjero (% PIB) x Patentes por millón de habitantes								-0.000 (0.000)			
Gasto I+D (% PIB)									0.240 (0.365)		
Exportaciones al extranjero (% PIB) x Gasto I+D (% PIB)									0.005 (0.014)		
Exportaciones al extranjero (% PIB) x Años medios estudio										0.008 (0.007)	
Índice de Competencias											-0.162 (0.143)
Exportaciones al extranjero (% PIB) x Índice de Competencias											0.010 (0.007)
nº observaciones	102	85	102	85	102	85	85	102	102	102	102
R2 ajustado	0.8849	0.8707	0.8837	0.8709	0.8882	0.8750	0.8733	0.8895	0.8895	0.8855	0.8855

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 11. Efectos de la Apertura Comercial (Continuación)

	GMM system										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
ln (PIB per cápita) ₀	-1.009 (1.674)	-1.767 (1.186)	-1.157 (1.648)	-1.171 (1.066)	0.510 (2.271)	-3.159 (1.955)	-0.692 (1.341)	-1.914 (1.440)	-1.358 (1.258)	-1.279 (1.574)	-1.996 (1.180)
Tasa crecimiento población	-0.631** (0.267)	-0.817*** (0.223)	-0.604** (0.246)	-0.796*** (0.258)	-0.803** (0.277)	-0.598*** (0.190)	-0.711** (0.282)	-0.537** (0.240)	-0.471* (0.266)	-0.492 (0.293)	-0.390* (0.217)
Tasa inversión (% PIB)	-0.031 (0.070)	-0.037 (0.079)	-0.044 (0.066)	-0.023 (0.082)	-0.016 (0.063)	-0.045 (0.063)	0.018 (0.038)	-0.059 (0.055)	0.005 (0.046)	0.010 (0.053)	-0.010 (0.054)
Años medios estudio	1.017* (0.498)	0.867 (0.734)	1.053** (0.380)	0.593 (0.461)	0.696** (0.325)	0.662* (0.326)	0.418 (0.373)	0.885* (0.443)	0.452 (0.388)	0.546 (0.546)	1.236** (0.457)
Exportaciones al extranjero (% PIB)	-0.001 (0.016)				-0.052 (0.059)	-0.028 (0.035)	0.128 (0.127)	-0.002 (0.032)	0.004 (0.022)	-0.102 (0.095)	-0.031 (0.037)
Exportaciones totales (% PIB)		-0.021 (0.018)									
Grado de apertura al extranjero			0.005 (0.011)								
Grado de apertura total				-0.008 (0.008)							
Sociedades por diez mil habitantes					-0.021 (0.046)						
Exportaciones al extranjero (% PIB) x Sociedades por diez mil habitantes					0.002 (0.002)						
% Empresas 50 y más trabajadores						1.377 (1.321)					
Exportaciones al extranjero (% PIB) x % Empresas 50 y más trabajadores						0.020 (0.030)					
% Empresas sin asalariados							0.023 (0.063)				
Exportaciones al extranjero (% PIB) x % Empresas sin asalariados							-0.002 (0.002)				
Patentes por millón de habitantes								0.007 (0.010)			
Exportaciones al extranjero (% PIB) x Patentes por millón de habitantes								-0.000 (0.000)			
Gasto I+D (% PIB)									0.141 (0.467)		
Exportaciones al extranjero (% PIB) x Gasto I+D (% PIB)									-0.000 (0.011)		
Exportaciones al extranjero (% PIB) x Años medios estudio										0.008 (0.007)	
Índice de Competencias											-0.187 (0.198)
Exportaciones al extranjero (% PIB) x Índice de Competencias											0.006 (0.006)
nº observaciones	102	85	102	85	102	85	85	102	102	102	102
nº Instrumentos	40	38	40	38	53	49	49	53	52	46	53
m1	-2.480	-2.070	-2.460	-2.250	-2.500	-2.300	-2.380	-2.480	-2.460	-2.540	-2.480
Pr > z	0.013	0.038	0.014	0.025	0.012	0.022	0.017	0.013	0.014	0.011	0.013
m2	-0.810	-2.310	-0.810	-2.280	-0.660	-2.140	-2.140	-1.160	-0.710	-0.650	-0.770
Pr > z	0.417	0.021	0.420	0.022	0.510	0.032	0.032	0.246	0.479	0.519	0.439
Sargan test	44.810	48.510	40.490	46.970	51.750	54.940	51.000	53.900	52.020	49.970	58.600
Prob > chi2	0.031	0.009	0.076	0.014	0.101	0.029	0.063	0.070	0.079	0.038	0.029
Hansen test	6.270	8.970	7.020	8.960	3.010	1.660	4.010	3.500	2.910	5.030	5.090
Prob > chi2	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 11. Efectos de la Apertura Comercial (Continuación)

	Efectos fijos										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
ln (PIB per cápita) ₀	-5.457*** (1.591)	-4.999*** (1.835)	-5.490*** (1.585)	-5.056*** (1.838)	-6.295*** (1.803)	-5.162*** (1.780)	-5.234*** (1.900)	-5.483*** (1.600)	-5.686*** (1.570)	-5.624*** (1.574)	-5.932*** (1.628)
Tasa crecimiento población	-0.997*** (0.226)	-0.791*** (0.253)	-0.980*** (0.226)	-0.793*** (0.253)	-1.115*** (0.237)	-0.881*** (0.237)	-0.809*** (0.256)	-1.047*** (0.229)	-1.035*** (0.223)	-1.035*** (0.224)	-1.009*** (0.233)
Tasa inversión (% PIB)	-0.038 (0.046)	-0.042 (0.053)	-0.048 (0.047)	-0.045 (0.056)	-0.057 (0.048)	0.024 (0.053)	-0.022 (0.057)	-0.017 (0.049)	-0.030 (0.052)	-0.018 (0.047)	-0.019 (0.049)
Años medios estudio	1.580*** (0.431)	1.262** (0.511)	1.638*** (0.422)	1.297** (0.504)	1.633*** (0.431)	1.468*** (0.501)	1.157** (0.516)	1.702*** (0.479)	1.908*** (0.452)	1.530*** (0.426)	1.668*** (0.440)
Exportaciones al extranjero (% PIB)	0.037 (0.024)				0.019 (0.040)	-0.093 (0.059)	0.197 (0.157)	0.007 (0.036)	-0.006 (0.033)	-0.127 (0.099)	-0.024 (0.046)
Exportaciones totales (% PIB)		0.009 (0.017)									
Grado de apertura al extranjero			0.019* (0.012)								
Grado de apertura total				0.003 (0.011)							
Sociedades por diez mil habitantes					0.032 (0.034)						
Exportaciones al extranjero (% PIB) x Sociedades por diez mil habitantes					0.001 (0.001)						
% Empresas 50 y más trabajadores						-0.526 (2.176)					
Exportaciones al extranjero (% PIB) x % Empresas 50 y más trabajadores						0.162** (0.061)					
% Empresas sin asalariados							0.025 (0.061)				
Exportaciones al extranjero (% PIB) x % Empresas sin asalariados							-0.003 (0.003)				
Patentes por millón de habitantes								-0.005 (0.009)			
Exportaciones al extranjero (% PIB) x Patentes por millón de habitantes								0.000 (0.000)			
Gasto I+D (% PIB)									-1.354* (0.786)		
Exportaciones al extranjero (% PIB) x Gasto I+D (% PIB)									0.042** (0.020)		
Exportaciones al extranjero (% PIB) x Años medios estudio										0.013* (0.008)	
Índice de Competencias											-0.195 (0.176)
Exportaciones al extranjero (% PIB) x Índice de Competencias											0.011 (0.007)
nº observaciones	102	85	102	85	102	85	85	102	102	102	102
R-sq: within	0.9343	0.9093	0.9347	0.9091	0.9365	0.9264	0.9137	0.9358	0.9381	0.9368	0.9365
between	0.4296	0.6414	0.4495	0.6363	0.4351	0.5740	0.6294	0.4628	0.3388	0.4547	0.4478
overall	0.7317	0.7527	0.7460	0.7581	0.7461	0.7073	0.7380	0.7340	0.7293	0.7371	0.7306
corr(u _i , X _b)	-0.5362	-0.5521	-0.5224	-0.5425	-0.5216	-0.6087	-0.5735	-0.5402	-0.5270	-0.5360	-0.5423

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 12. Efectos de la Economía Sumergida

	MCO							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln(\text{PIB per cápita})_0$	-0.798 (0.652)	-0.736 (0.673)	-0.681 (0.680)	-1.305* (0.709)	-0.847 (0.673)	-1.062 (0.712)	-0.786 (0.663)	-0.995 (0.718)
Tasa crecimiento población	-0.398*** (0.145)	-0.402*** (0.147)	-0.388** (0.147)	-0.530*** (0.174)	-0.384** (0.154)	-0.440*** (0.152)	-0.405** (0.154)	-0.368** (0.162)
Tasa inversión (% PIB)	0.050 (0.031)	0.051 (0.032)	0.046 (0.032)	0.045 (0.031)	0.049 (0.032)	0.046 (0.031)	0.049 (0.032)	0.068** (0.029)
Años medios estudio	0.472* (0.239)	0.431* (0.253)	0.472* (0.248)	0.453* (0.245)	0.458* (0.248)	0.391 (0.255)	0.461* (0.255)	0.446* (0.262)
Economía sumergida (% PIB) _{t-1}	0.027* (0.015)	0.030* (0.017)	0.028* (0.017)	0.030* (0.016)	0.028* (0.017)	0.029* (0.015)	0.028* (0.016)	
Índice de Competencias		0.009 (0.202)						
Economía sumergida (% PIB) x Índice de Competencias		-0.004 (0.009)						
Gasto público (% PIB)			0.011 (0.043)					
Economía sumergida (% PIB) x Gasto público (% PIB)			0.000 (0.002)					
Sociedades por diez mil habitantes				0.052* (0.031)				
Economía sumergida (% PIB) x Sociedades por diez mil habitantes				-0.001 (0.001)				
Exportaciones al extranjero (% PIB)					0.007 (0.025)			
Economía sumergida (% PIB) x Exportaciones al extranjero (% PIB)					-0.000 (0.001)			
Economía sumergida (% PIB) x Índice de Libertad Económica						-0.040 (0.044)		
Economía sumergida (% PIB) x Índice de Transparencia							-0.000 (0.000)	
Economía sumergida (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 151								-0.006 (0.018)
Economía sumergida (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 143								0.001 (0.019)
Economía sumergida (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Forales								-0.009 (0.028)
nº observaciones	102	102	102	102	102	102	102	119
R2 ajustado	0.8888	0.8868	0.8869	0.8907	0.8865	0.8886	0.8876	0.83

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 12. Efectos de la Economía Sumergida (Continuación)

	GMM system							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln(\text{PIB per cápita})_0$	-0.676 (1.488)	-1.238 (1.311)	-0.873 (1.567)	-0.488 (1.081)	-1.400 (1.292)	-1.583 (1.744)	-1.040 (1.366)	-2.949*** (0.838)
Tasa crecimiento población	-0.728** (0.274)	-0.559** (0.209)	-0.559* (0.278)	-0.781*** (0.243)	-0.577** (0.222)	-0.614** (0.261)	-0.658** (0.263)	-0.416 (0.297)
Tasa inversión (% PIB)	-0.046 (0.062)	0.003 (0.051)	0.001 (0.061)	-0.011 (0.051)	-0.026 (0.070)	-0.033 (0.058)	-0.027 (0.060)	0.027 (0.064)
Años medios estudio	0.888 (0.513)	0.902* (0.447)	0.847 (0.522)	0.510 (0.393)	1.102** (0.422)	1.061* (0.516)	0.891 (0.545)	1.266** (0.448)
Economía sumergida (% PIB) _{t-1}	0.026* (0.014)	0.025* (0.012)	0.026** (0.011)	0.028* (0.014)	0.026* (0.015)	0.020 (0.013)	0.029** (0.012)	
Índice de Competencias		-0.154 (0.200)						
Economía sumergida (% PIB) x Índice de Competencias		0.006 (0.009)						
Gasto público (% PIB)			0.028 (0.046)					
Economía sumergida (% PIB) x Gasto público (% PIB)			-0.000 (0.001)					
Sociedades por diez mil habitantes				0.007 (0.025)				
Economía sumergida (% PIB) x Sociedades por diez mil habitantes				0.000 (0.001)				
Exportaciones al extranjero (% PIB)					0.010 (0.018)			
Economía sumergida (% PIB) x Exportaciones al extranjero (% PIB)					-0.000 (0.001)			
Economía sumergida (% PIB) x Índice de Libertad Económica						-0.029 (0.057)		
Economía sumergida (% PIB) x Índice de Transparencia							-0.000 (0.000)	
Economía sumergida (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 151								-0.017 (0.029)
Economía sumergida (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 143								-0.019 (0.030)
Economía sumergida (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Forales								-0.035 (0.039)
nº observaciones	102	102	102	102	102	102	102	119
nº Instrumentos	40	54	54	54	52	47	47	56
m1	-2.500	-2.490	-2.530	-2.420	-2.520	-2.570	-2.500	-2.490
Pr > z	0.012	0.013	0.012	0.016	0.012	0.010	0.012	0.013
m2	-0.790	-0.700	-0.620	-0.670	-0.750	-0.760	-0.760	0.760
Pr > z	0.428	0.481	0.537	0.500	0.452	0.450	0.448	0.445
Sargan test	37.690	54.310	51.410	49.780	48.750	43.130	42.690	59.600
Prob > chi2	0.129	0.080	0.128	0.163	0.136	0.163	0.174	0.038
Hansen test	7.300	1.460	1.710	4.190	5.350	10.610	3.360	2.640
Prob > chi2	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Tabla 12. Efectos de la Economía Sumergida (Continuación)

	Efectos fijos							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ln (PIB per cápita) ₀	-4.719*** (1.628)	-4.897*** (1.677)	-4.970*** (1.683)	-5.528*** (1.796)	-5.096*** (1.641)	-4.903*** (1.680)	-4.828*** (1.651)	-7.391*** (1.460)
Tasa crecimiento población	-1.050*** (0.229)	-1.021*** (0.240)	-1.039*** (0.232)	-1.115*** (0.244)	-1.024*** (0.228)	-1.043*** (0.230)	-1.051*** (0.230)	-0.923*** (0.239)
Tasa inversión (% PIB)	-0.028 (0.047)	-0.020 (0.049)	-0.022 (0.049)	-0.043 (0.049)	-0.034 (0.048)	-0.026 (0.047)	-0.025 (0.048)	0.045 (0.039)
Años medios estudio	1.668*** (0.429)	1.718*** (0.440)	1.683*** (0.439)	1.694*** (0.433)	1.514*** (0.447)	1.692*** (0.434)	1.697*** (0.434)	1.500*** (0.430)
Economía sumergida (% PIB) _{t-1}	0.016 (0.017)	0.015 (0.018)	0.011 (0.019)	0.016 (0.018)	0.019 (0.018)	0.013 (0.018)	0.013 (0.018)	
Índice de Competencias		-0.135 (0.222)						
Economía sumergida (% PIB) x Índice de Competencias		0.003 (0.009)						
Gasto público (% PIB)			-0.021 (0.051)					
Economía sumergida (% PIB) x Gasto público (% PIB)			0.001 (0.002)					
Sociedades por diez mil habitantes				0.042 (0.040)				
Economía sumergida (% PIB) x Sociedades por diez mil habitantes				-0.000 (0.001)				
Exportaciones al extranjero (% PIB)					0.036 (0.040)			
Economía sumergida (% PIB) x Exportaciones al extranjero (% PIB)					0.000 (0.001)			
Economía sumergida (% PIB) x Índice de Libertad Económica						0.031 (0.063)		
Economía sumergida (% PIB) x Índice de Transparencia							0.000 (0.000)	
Economía sumergida (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 151								-0.050** (0.022)
Economía sumergida (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Art. 143								-0.026 (0.031)
Economía sumergida (% PIB) x <i>Dummy</i> CC.AA. Forales								0.061 (0.041)
nº observaciones	102	102	102	102	102	102	102	119
R-sq: within	0.9330	0.9334	0.9335	0.9341	0.9354	0.9332	0.9332	0.9066
between	0.4564	0.4557	0.4546	0.4539	0.4394	0.4458	0.4599	0.3740
overall	0.7663	0.7629	0.7591	0.7779	0.7408	0.7526	0.7616	0.6228
corr(u _i , X _b)	-0.4956	-0.5004	-0.5052	-0.4803	-0.5277	-0.5119	-0.5027	-0.6315

Notas a la tabla: Véase notas Tabla 4.

Anexo I. Variables y Fuentes Estadísticas

Variable	Especificación de la variable	Periodo	Fuente
PIB y población			
PIB nominal	Enlaces entre SEC-2010 Base 2010 y SEC-95 Bases 2000 y 1986	1980-2014	INE (Contabilidad Regional de España)
PIB real	IVEs calculados mediante enlaces de bases, multiplicados por PIB año 2010		
Población			INE (Cifras de Población a 1 de julio)
PIBpc	PIB a precios de 2010 entre población		INE (Contabilidad Regional de España; Cifras de Población)
Inversión			
Inversión total no residencial	% PIB	1980-2012	IVIE-Fundación BBVA
Inversión pública no residencial			
Inversión privada no residencial			
Inversión en infraestructuras			
Inversión en activos diferentes a infraestructuras			
Inversión en Tecnologías de la Información y Comunicación (TIC) (equipo de oficina y hardware, comunicaciones y software)			
Inversión no TIC	Euros de 2010; por habitante		
Capital productivo			
Capital productivo público			
Capital productivo privado			
Capital humano			
Población en edad de trabajar con estudios medios	% sobre total	1980-2014	IVIE-Fundación Bancaja; INE
Población en edad de trabajar con estudios superiores			
Población en edad de trabajar con estudios medios y/o superiores			
Años medios de estudio población activa	Años medios de estudio basados en la LOGSE	1980-2013	IVIE-Fundación Bancaja
Valor económico per cápita del capital humano (población en edad de trabajar)	Trabajadores equivalentes. Referencia: hombre menor de 20 años sin estudios o con primarios incompletos		
Competencias			
Competencias totales	En relación al promedio de cada año	1980-2014	Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas; elaboración propia
Trasposos totales	Suma de RD de trasposos		
Trasposos competencias comunes	Incluye educación, sanidad, IMSERSO y políticas activas de empleo. Máximo posible: 20.		
Índice de Competencias comunes	Toma valores 1-5, según número de competencias asumidas (0-2: 1; 3-5: 2; 6-9: 3; 10-14: 4; 15-20: 5)		

Variable	Especificación de la variable	Periodo	Fuente
Gasto, ingreso y deuda pública			
Gasto público no financiero	% PIB	1984-2014	Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas
Gasto en servicios públicos fundamentales (sanidad, educación y protección social) CC.AA.	Euros por habitante	2002-2013	IVIE-Fundación BBVA (<i>Servicios públicos, diferencias territoriales e igualdad de oportunidades</i>)
Gasto en servicios públicos fundamentales CC.AA.	% sobre gasto en servicios públicos fundamentales AA.PP.		
Inversión pública CC.AA.	% sobre inversión pública AA.PP.	1980-2012	IVIE-Fundación BBVA (<i>Capital público en España: Evolución y distribución territorial 1900-2012</i>)
Ingresos no financieros	% PIB	1984-2014	Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas
Ingresos propios (capítulos 3, 5 y 6 presupuesto)	% sobre ingresos CC.AA. no financieros		
Ingresos sin transferencias CC.AA. (capítulos 1, 2, 3, 5 y 6 presupuestos)			
Deuda pública según Procedimiento Déficit Excesivo	% PIB	1995-2014	Banco de España
Emprendimiento			
Sociedades mercantiles creadas	Por diez mil habitantes	1980-2014	INE (<i>Sociedades Mercantiles</i>)
Ocupados no asalariados	% sobre total ocupados	1980-2013	INE (<i>Contabilidad Regional de España</i>)
Empresas	Por mil habitantes	1995-2014	INE (<i>Directorio Central de Empresas</i>)
Asalariados por empresa	Considerando empresas con asalariados	1996-2014	INE (<i>Directorio Central de Empresas y Encuesta de Población Activa</i>)
Empresas sin asalariados Empresas 1-49 asalariados Empresas 50 y más asalariados	% sobre total empresas	1995-2014	INE (<i>Directorio Central de Empresas</i>)
Innovación			
Patentes solicitadas vía nacional	Por millón de habitantes	1980-2014	Oficina Española de Patentes y Marcas; INE
Inversión bruta en TIC Pública Privada	% PIB	1980-2012	IVIE-Fundación BBVA; INE
Gastos internos en I+D Gastos internos en I+D empresas	% PIB	1987-2013	INE (<i>Estadística sobre Actividades de I+D</i>)
Personal I+D Personal I+D Empresas	Por mil ocupados		

Variable	Especificación de la variable	Periodo	Fuente
Apertura			
Exportaciones al extranjero	% PIB	1990-2014	Agencia tributaria
Importaciones del extranjero			
Exportaciones totales (Extranjero y resto de España)	Importaciones más exportaciones (% PIB)	1995-2012	CEPREDE; Agencia tributaria
Importaciones totales (Extranjero y resto de España)			
Grado de apertura al extranjero	Importaciones más exportaciones (% PIB)	1990-2014	Agencia tributaria; INE
Grado de apertura total		1995-2012	Agencia tributaria; CEPREDE; INE
Calidad institucional			
Economía sumergida	% PIB	1980-2012	Elaboración propia a partir de publicación de GESTHA-FURV (2014)
Índice de Libertad Económica	Promedio Índices 2011-2013-2015	1980-2014	Civismo Think Tank
Índice de Transparencia CC.AA.	Máximo 100. Promedio Índices 2010-2012-2014	1980-2014	Transparencia Internacional España
Dummies			
Dummy para CC.AA. del art. 143 Constitución Española	Valor 1 para Aragón, Asturias, Baleares, Cantabria, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Extremadura, Madrid, Murcia y La Rioja; Valor 0 para el resto	1980-2014	Elaboración propia
Dummy para CC.AA. del art. 151 Constitución Española	Valor 1 para Andalucía, Canarias, Cataluña, Galicia y C. Valenciana; Valor 0 para el resto		
Dummy para CC.AA. Forales	Valor 1 para País Vasco y Navarra; Valor 0 para el resto		

III. Convergence in Output and its Sources among Industrialised Countries: A Cross-Country Time-Series Perspective.

- 1. Introduction**
- 2. Model Specification and Data**
 - 2.1. Model Specification and Definitions of Convergence**
 - 2.2. Data Description**
- 3. Econometric Methods**
 - 3.1. Test for Cross-Sectional Dependence in Panels**
 - 3.2. Panel Unit Root and Stationarity Tests with Cross-Sectional Dependence**
 - 3.2.1. Smith *et al.* (2004) Panel Unit Root Statistics**
 - 3.2.2. Breitung and Das (2005) Panel Unit Root Test**
 - 3.2.3. Chang (2002) Panel Unit Root Tests**
 - 3.2.4. Hadri (2000) Panel Stationarity Statistic**
 - 3.2.5. Choi (2006) Panel Unit Root Tests**
 - 3.2.6. Moon and Perron (2004) Panel Unit Root Statistics**
 - 3.2.7. Pesaran (2007) Panel Unit Root Statistics**
 - 3.2.8. Harris *et al.* (2005) Panel Stationarity Statistic**
- 4. Empirical Results**
 - 4.1. Initial Results regarding σ -Convergence**
 - 4.2. Results regarding Cross-sectional Dependence**
 - 4.3. Analysis of Stochastic Convergence**
 - 4.3.1. Convergence in Real GDP per Worker**
 - 4.3.2. Convergence in the Sources of Output per Worker**
 - 4.4. Analysis of Deterministic Convergence**
- 5. PANIC Approach**
 - 5.1. Methodological and Conceptual Limitations of the Previous Analysis**
 - 5.2. PANIC Methodology**
 - 5.2.1. Analysis of the Idiosyncratic Component**
 - 5.2.2. Analysis of the Common Component**
- 6. PANIC Results**
 - 6.1. Determining the Optimal Number of Common Factors**
 - 6.2. Applying the PANIC Approach to Log Real GDP per Worker and its Sources**
 - 6.2.1. PANIC Analysis of Stochastic Convergence**
 - 6.2.2. PANIC Analysis of Deterministic Convergence**
 - 6.3. Discussion of Results**
- 7. Concluding Remarks**
- References**
- Figures**
- Tables**

1. Introduction

The increasing availability of cross-country datasets, such as the Penn World Table developed by Summers and Heston (1991) and the long-term real per capita GDP data by Maddison (2003), has enabled researchers to investigate empirically cross-country income convergence as well as to make international comparisons of living standards over extended periods of time. In addition, the different predictions of neoclassical growth theory pioneered by the work of Solow (1956) and the endogenous growth models of Romer (1986, 1990) and Lucas (1988), among others, regarding cross-country convergence dynamics have given rise to an intense debate among economists, economic historians and policy makers on the existence of income convergence across countries and regions. Under neoclassical growth theory, diminishing returns to reproducible capital lead inevitably to convergence due to the flow of capital to those economies with relatively lower capital to labour ratios. In contrast, under endogenous growth theory, the presence of constant or increasing returns to reproducible capital supports the existence of cross-country income divergence.

Several indicators of cross-sectional convergence are emphasised in the literature. β -convergence implies that countries starting from a high level of output are expected to exhibit lower output growth than countries beginning with low output levels.¹ In addition, σ -convergence tracks the inter-temporal change in a measure of dispersion such as the standard deviation or the coefficient of variation. This definition aims at establishing whether there is a tendency for cross-country income differences to decline over time. However, cross-section tests of β -convergence are problematic since they 1) tend to over-reject the null of no convergence when countries are characterised by different steady states (Bernard and Durlauf, 1996); 2) may render evidence of conditional convergence even when cross-country income distributions remain unaltered over time (Quah, 1993); and 3) require to have identical first-order autoregressive dynamic structures across countries as well as to control for all factors causing cross-country steady-state income differentials (Evans and Karras, 1996).

These shortcomings can be overcome, at least in part, by employing time series methods. This is the purpose of the approach taken by Carlino and Mills (1993) who proposed the notion of stochastic convergence. This notion of convergence implies that

¹ The terms conditional and unconditional (absolute) refer to whether convergence takes place after controlling or not for country-specific characteristics, which explain cross-country differences in steady state income levels.

shocks to per capita income levels relative to the average of the group are temporary, thus leading the series to revert towards their respective equilibrium level of relative income. As pointed out by Li and Papell (1999), the notion of stochastic convergence implies that the log of relative income is trend stationary, and thus constitutes a weak notion of convergence. This is due to the fact that it allows for time-varying permanent differences in per capita income levels across countries through the presence of a linear trend in the deterministic component of the trend function. As a result, Li and Papell (1999) proposed a stronger definition of convergence, called deterministic convergence, which implies that the log of relative income is mean stationary. Therefore, the elimination of both the deterministic and stochastic trends entails that income levels in one country move in parallel over the long run relative to average levels. Thus, deterministic convergence implies stochastic convergence, but not the other way around. According to Oxley and Greasley (1995), these two degrees of convergence can be conceived as: 1) catching-up in the case of stochastic convergence, which views convergence as an ongoing process of narrowing of the income gap among economies that have not yet converged; 2) long-run convergence in the case of deterministic convergence, which refers to the case in which countries attain full convergence to their respective steady-state equilibrium incomes. Besides, Bernard and Durlauf (1995) propose an even stronger notion of convergence which requires stationarity with zero mean in the relative output series.

These different approaches have tended to provide contradictory results regarding the convergence hypothesis. On the one hand, cross-section tests provide evidence of absolute β -convergence for U.S. regions, Western European regions and Japanese prefectures (Barro and Sala-i-Martin, 1992, 1995), and for OECD economies (Baumol, 1986; Dowrick and Nguyen, 1989; De Long, 1988; Islam, 1995). Likewise, cross-section tests support the conditional β -convergence hypothesis for the OECD as well as for large samples of countries (Mankiw *et al.*, 1992; Barro, 1991). Regarding the testing of time series notions of convergence, we find three main groups of studies on the basis of the type of unit root and stationarity tests used to investigate the convergence hypothesis. First, early time series tests employing univariate unit root techniques, generally of the augmented Dickey-Fuller (1979) –ADF hereafter– type generally failed to reject the null of no convergence for U.S. regions (Carlino and Mills, 1993), for OECD countries (Bernard and Durlauf, 1995), and for large international samples (Quah, 1992; Ben-David, 1994). It is thus not surprising that these results from univariate unit root tests have gone challenged. Christiano and Eichenbaum (1990), DeJong *et al.* (1992) and Rudebusch (1993) stress that standard

univariate unit root tests have low power in distinguishing between a trend stationary and a unit root process, particularly for short spans of data.

This has resulted in two separate strategies as a means to raise statistical power when testing time series notions of convergence. Thus, in a second group of studies, researchers have followed the seminal work of Perron (1989) and controlled for structural change in the deterministic component of the trend function of relative income levels. This ensures that results are not biased towards the non-rejection of the null of no convergence due to misinterpretation of stationarity with a structural break as a unit root. As a matter of fact, Loewy and Papell (1996) incorporate an endogenously determined structural break in sequential trend break models and provide some evidence of stochastic convergence in seven of the eight U.S. regions, as opposed to only three regions exhibiting convergence in Carlino and Mills' analysis. These results are corroborated by Tomljanovich and Vogelsang (2002) who tested for time-series β -convergence in the US regions through robust trend tests allowing for an endogenous structural break in the specification. Employing similar testing methods to Loewy and Papell (1996), Li and Papell (1999) find the existence of deterministic convergence for 10, and stochastic convergence for 14, of the 16 OECD countries analysed over the period 1900-1989. Using a two-break Lagrange Multiplier (LM) unit root test to study stochastic convergence in 15 OECD countries over the period 1870-1994, Strazicich *et al.* (2004) find support for convergence in most countries. Along similar lines, employing a one-break unit root test for per capita GDP over the period 1900-2001, Dawson and Sen (2007) provide evidence of stochastic convergence in 21 of the 29 countries analysed. All these studies find that most structural breaks detected coincide with World War II, which may be the cause of a major break in the convergence process.²

In a third group of studies, researchers have turned to a panel approach, which raises statistical power by exploiting the cross-sectional variability of the data. This constitutes a more efficient way to achieve important power gains. Using the panel unit root test of Levin *et al.* (2002), Evans and Karras (1996) provide evidence consistent with stochastic convergence for the states of the U.S. over the period 1929-1991, as well as for 54 countries over the period 1950-1990. Cheung and Garcia Pascual (2004) employ several panel unit root and stationarity tests without breaks and provide mixed evidence of

² Employing multivariate time-series techniques, Attfield (2003) investigates convergence in seven European countries from 1980. He finds evidence of stochastic convergence in five countries after allowing for a structural break in the cointegrating space.

stochastic convergence among the Group of Seven countries over the postwar era, while some favourable evidence of convergence over the 20th century. Using three panel unit root tests without breaks, Fleissig and Strauss (2001) are unable to provide evidence of stochastic convergence for 15 OECD economies and a European sub-sample over the period 1900-1987, whereas the results favour convergence for the period 1948-1987. Hence, they argue for the existence of large infrequent shifts in the relative output series, which may be responsible for the failure to reject the no convergence null hypothesis for the entire period. More recently, using the panel stationarity test that allows for multiple breaks developed by Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005), Romero-Ávila (2009) investigates the existence of convergence for a sample of 19 OECD countries over the period 1870-2003. The evidence favours convergence in output over the 20th century.

This paper investigates the existence of stochastic and deterministic convergence of real output per worker and the sources of output (real physical capital per worker, human capital per worker, total factor productivity –TFP– and average annual hours worked) in 21 countries over the period 1970-2011. Towards this end, we apply a large battery of panel unit root and stationarity tests, all robust to the presence of cross-sectional dependence. By using these panel tests we can be more confident that non-rejections of the null of a unit root are not caused by the low power of conventional unit root tests such as the ADF or Phillips-Perron (1988) tests. A major novelty of our study compared to previous ones is that we investigate the existence of convergence patterns in the series of real physical capital per worker, human capital, TFP and average annual hours worked, which constitute the main sources of output.³ As noted by Miller and Upadhyay (2002), the analysis of convergence of TFP can give an idea of the cross-boundary adoption and convergence of technological advances (see also Bernard and Jones, 1996a). They also point out that the finding of convergence in TFP indicates that technology is a public good that can quickly cross international boundaries.

It is worth noting that testing for cross-sectional dependence in the data is important because 1) when cross-sectional correlation is not present in the data, panel unit root tests allowing for it may suffer from a substantial loss of power, and 2) standard panel tests that

³ There are two exceptions to this. Miller and Upadhyay (2002) test for β -absolute convergence of real GDP per worker and TFP for a sample of 83 countries over the period 1960-1989 through cross-section regressions as well as for conditional convergence via fixed-effects estimation. Their findings support both absolute and conditional convergence of TFP, but only conditional convergence of labor productivity. Grier and Grier (2007) investigate the existence of σ -convergence in output per worker and investment rates of physical and human capital for a sample of 90 countries over 1961-1999 as well as for a subsample of 22 rich countries. Whereas both output per capita and investment rates appear to converge in the sample of rich countries, in the full sample investment rates converge but per capita output diverges.

fail to allow for cross-sectional dependence, when present, exhibit dramatic size distortions (see O'Connell, 1998; Maddala and Wu, 1999; Strauss and Yigit, 2003; Banerjee *et al.*, 2005). Therefore, unlike most previous studies and given the importance of correctly identifying the presence of cross-dependence, we conduct a formal analysis of the prevalence of cross-dependence in our panels of real GDP per worker, real physical capital per worker, human capital, TFP and average annual hours worked by employing the CD test of error cross-dependence recently developed by Pesaran (2004).

Since the CD test indicates the existence of cross-sectional dependencies in the innovations forming the panels studied, we employ in our analysis the recently developed panel unit root tests of Choi (2006), Chang (2002), Smith *et al.* (2004), Moon and Perron (2004), Breitung and Das (2005) and Pesaran (2007), which explicitly allow for cross-sectional dependence. Smith *et al.* (2004) control for general forms of cross-sectional dependence through modified bootstrap methods, rendering tests with good size and power. Breitung and Das (2005) control for weak cross-sectional dependence through seemingly-unrelated methods, and Chang (2002) allows for cross-correlation by using a nonlinear instrumental variables (IV) method. The other panel procedures assume a common factor structure to explain the evolution of the observed series. Whereas the panel unit root test by Choi (2006) considers a restrictive one-factor model in which all cross-sectional units are equally affected by the common factor, and Pesaran's (2007) tests also allow for one common factor but with different factor loadings across units, the panel statistics of Moon and Perron (2004) are more general because they allow for more than one common factor.

Since most of the existing panel unit root tests –including the ones employed in our analysis– are constructed in a way that rejection of the null hypothesis of joint nonstationarity tells us only that some but not all cross-sectional units are stationary,⁴ it is advisable to complement that analysis with panel tests that take joint stationarity as the null hypothesis. This is because, as forcefully argued by Shin and Snell (2006), the use of panel unit root tests in combination with panel stationarity tests may lead to definitive conclusions about the stochastic properties of the variable under study. First, when there is rejection of the null with the panel stationarity test but not with the panel unit root test, it implies that all cross-sectional units contain a unit root. Second, when there is rejection

⁴ In our case, all the panel unit root tests, with the exception of those of Moon and Perron (2004), take the null hypothesis of a unit root in all panel members versus the alternative of stationarity in at least one cross-sectional unit. In contrast, Moon and Perron's statistics take stationarity in all panel members as the alternative hypothesis.

with the panel unit root test but not with the panel stationarity test, there is stationarity in all cross-sectional units.⁵ Also related, Taylor and Sarno (1998) and Karlsson and Lothgren (2000), demonstrate through Monte Carlo simulations that heterogeneous panel unit root tests are likely to reject the joint nonstationarity null even when there is a single stationary but persistent series in a system otherwise nonstationary. Under these circumstances, it makes more sense to have stationarity as the null hypothesis to be tested, since failure to reject the null in this case would imply that all countries are stochastically converging.⁶ The analysis with panel stationarity tests can also act as confirmatory of previous work that investigates time series notions of convergence in OECD countries through univariate as well as panel tests taking non-stationarity as the null hypothesis such as Li and Papell (1999), Fleissig and Strauss (2001), Strazicich *et al.* (2004) and Dawson and Sen (2007).

Therefore, to conduct such a confirmatory analysis we complement the use of panel unit root tests with the panel stationarity tests proposed by Hadri (2000) and Harris *et al.* (2005). The former is computed as an average of individual Kwiatkowski *et al.* (1992, KPSS) tests. Since the asymptotic distribution of Hadri's test assumes cross-sectional independence, we allow for general forms of cross-sectional dependence by simulating the bootstrap distribution of the test following Maddala and Wu (1999). The panel stationarity test by Harris *et al.* (2005) is general enough to allow for several common factors as a way to control for strong forms of cross-sectional dependence.

Note that, for the sake of simplicity, we employ panel unit root and stationarity tests that do not explicitly allow for breaks because the analysis covers the period 1970-2011. Thus, by excluding major events such as the two World Wars and the Great Depression, the need to control for structural breaks diminishes. In addition, if we were to allow for breaks in the analysis, the trimming of the initial portion of the time span would not allow us to identify any breaks associated with the oil shocks of the 1970s. For this reason, we prefer to focus on panel procedures that do not control for structural breaks. Moreover, the large majority of the panel unit root and stationarity tests employed in the empirical analysis, though robust to cross-correlation, have not been extended to the case of unknown breaks in the trend function.

⁵ The other two cases are when there is rejection in both panel unit root and stationarity tests, which would indicate the existence of a mixture of stationarity and nonstationarity in the panel, whereas failure to reject the null in both tests could lead to inconclusive inferences.

⁶ Kuo and Mikkola (2001) and Bai and Ng (2004b) apply similar arguments to the analysis of the Purchasing Power Parity question.

Overall, the analysis fails to provide clear-cut evidence of convergence (either stochastic or deterministic) either in real GDP per worker or in the series constituting the sources of output. Except for the panel unit root tests of Choi (2006) and Moon and Perron (2004), the other panel unit root statistics of Chang (2002), Smith *et al.* (2004), Breitung and Das (2005) and Pesaran (2007) as well as the panel stationarity tests of Hadri (2000) and Harris *et al.* (2005) do not generally support the convergence hypothesis.

In order to overcome some limitations associated with the above panel unit root and stationarity tests, we then apply the less restrictive framework given by Panel Analysis of Non-stationarity in Idiosyncratic and Common components (PANIC) recently developed by Bai and Ng (2004a). The application of these techniques enables us to provide more clear-cut evidence regarding the empirical validity of the two notions of convergence in the OECD. Overall, the analysis of stochastic convergence provides strong evidence of convergence patterns in the series of log TFP, as given by the existence of pairwise convergence among individual series, as well as weaker evidence of convergence in real GDP per worker and average annual hours worked (which exhibited two common stochastic trends) and yet weaker evidence of convergence in real physical capital per worker and human capital (which exhibited three common stochastic trends). As for the analysis of deterministic convergence, there is some evidence of convergence in real GDP per worker and average annual hours worked, and to a lower extent in real physical capital per worker and human capital, but the evidence for log TFP points to a lack of deterministic convergence.

The rest of the study is structured as follows. Section 2 describes the empirical strategy and the data used. Section 3 presents the econometric methods employed in the analysis. Section 4 reports the results of the analysis of stochastic and deterministic convergence in real GDP per worker, real physical capital per worker, human capital, TFP and average annual hours worked across OECD economies. Section 5 presents the main limitations associated with the application of the panel unit root and stationarity tests used in Section 4 for the analysis of time-series convergence. It also describes an alternative and less restrictive framework based on PANIC methods. Section 6 reports the results obtained from the application of the PANIC approach to the log of the series. Section 7 concludes the study.

2. Model Specification and Data

After introducing the topic and briefly reviewing the literature on output convergence, we now describe the empirical strategy and data employed in the analysis.

2.1. Model Specification and Definitions of Convergence

The starting point is a standard Cobb-Douglas production function with constant returns to scale on the inputs employed in production, as follows:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} (h_{it} L_{it})^{1-\alpha} \quad (1)$$

where aggregate output Y_{it} is a function of A_{it} which accounts for TFP, the stock of physical capital K_{it} , and human capital augmented labor, which is the product of a human capital index h_{it} (accounting for the amount of human capital per worker) times raw labor given by L_{it} . α is the output elasticity of physical capital, and $1-\alpha$ is the output elasticity of augmented labor.⁷ The production function can be rewritten by expressing aggregate output and physical capital in per worker terms. This renders the following:

$$y_{it} = A_{it} k_{it}^{\alpha} h_{it}^{1-\alpha} \quad (2)$$

where y_{it} and k_{it} are output per worker and physical capital per worker, respectively. Applying natural logs to both sides of equation 2, it renders:

$$\ln y_{it} = \ln A_{it} + \alpha \ln k_{it} + (1 - \alpha) \ln h_{it} \quad (3)$$

Equation 3 contains the main variables involved in the analysis of convergence conducted below. The aim is to investigate the existence of stochastic and deterministic convergence in output, but also to assess the convergence hypothesis in the main sources of output per worker, i.e. TFP, physical capital per worker, and human capital. This constitutes an important improvement over most of the literature on convergence that has focused only on the study of output convergence and hence neglected the analysis of convergence dynamics in the main sources of output.

Following common practice in the time-series convergence literature, we compute the logarithm of the ratio of country-specific per worker real GDP to the average per worker GDP for the sample of 21 OECD countries. Thus, the variable of interest for unit

⁷ As shown below, for the computation of the TFP series, Inklaar and Timmer (2013) approximate these output elasticities by assuming perfect competition in factor and good markets. This allows to consider α as the share of GDP not earned by labor.

root testing is relative output levels, i.e. $RI_{it} = \ln(y_{it} / \bar{y}_t)$, where y_{it} represents individual country's real GDP per worker and $\bar{y}_t = (\sum_{i=1}^N y_{it} / N)$ stands for the average real GDP per worker of the group. $i=1, \dots, N$ stands for the number of countries and $t=1, \dots, T$ for the time periods. In our case, N equals 21 and T equals 42, thus making a balanced panel composed of 882 observations.

The same normalisation is applied to the stock of physical capital per worker, the human capital index, TFP and average annual hours worked per worker.⁸ Hence, relative physical capital per worker is given by $RK_{it} = \ln(k_{it} / \bar{k}_t)$, where k_{it} represents individual country's real physical capital per worker and $\bar{k}_t = (\sum_{i=1}^N k_{it} / N)$ represents the average real physical capital per worker of the group. For relative human capital, we have $Rh_{it} = \ln(h_{it} / \bar{h}_t)$, with h_{it} representing individual country's human capital per worker and $\bar{h}_t = (\sum_{i=1}^N h_{it} / N)$ the average human capital of the group. As regards relative TFP, $RA_{it} = \ln(A_{it} / \bar{A}_t)$, with A_{it} standing for individual country's TFP and $\bar{A}_t = (\sum_{i=1}^N A_{it} / N)$ being the average TFP of the group. Regarding relative annual hours worked per worker engaged in production, $RH_{it} = \ln(H_{it} / \bar{H}_t)$, where H_{it} stands for country-specific annual hours per worker and $\bar{H}_t = (\sum_{i=1}^N H_{it} / N)$ is the average annual hours per worker of the group.

By normalising country-specific series of real output per worker or its sources against the average of the respective series, we are able to distinguish country-specific movements from common trends in the respective variable caused by global shocks such as the oil crises of the seventies. However, since this procedure only allows for a very restrictive form of cross-correlation, we employ several methods to allow for general forms of cross-sectional dependence. This comprises the simulation of the bootstrap distribution tailored to the error structure of our panel of each respective series, the use of nonlinear IV or the utilisation of factor models, with the latter allowing for stronger forms of cross-correlation. In a nutshell, a unit root in the log of relative real GDP per worker implies divergence of the series from the average output per worker of the group. By way of contrast, stationarity in the log of relative real GDP per worker levels entails that shocks to

⁸ We include average annual hours worked in our convergence analysis because the production function could be written in terms of per hour worked rather than in per worker terms.

real GDP per worker relative to the average affect the series only temporarily, which leads the series to converge after the effect of the shock vanishes. The same reason applies to the relative series constructed for real physical capital per worker, human capital per worker, TFP and average annual hours worked.

As noted by Li and Papell (1999), the concept of stochastic convergence, which implies that the log of relative output per worker is trend stationary, is a weak notion of convergence. This is due to the fact that it allows for permanent differences in per worker output levels across countries through the presence of a linear trend in the deterministic component of the trend function. As a response to that, Li and Papell (1999) propose a stronger definition of convergence, called deterministic convergence, which implies that the log of relative output per worker is mean stationary. For this to hold, it is necessary to eliminate both deterministic and stochastic trends, which would imply that output per worker in one country moves in parallel over the long run relative to average output per worker levels. One can thus infer that deterministic convergence implies stochastic convergence, but not the other way around.

For the sake of completeness, we study both time series definitions of convergence. However, we do not deal in detail with other definitions of convergence using cross-section data. The reasons for this are the following. Firstly, cross-sectional forms of convergence such as conditional β -convergence constitute a much weaker notion of convergence than time series convergence.⁹ This stems from the fact that cross-section tests are subject to spurious rejections of the null of no convergence when economies exhibit differing steady states.¹⁰ Secondly, Ericsson *et al.* (2001) show that the aggregation of data over several decades may hide convergence. The reverse could also be true, since aggregation may lead to spurious convergence. In addition, cross-section analysis confounds short-run dynamics with long-run features of the data. Thirdly, by taking a panel data approach, we exploit the time series and cross-section dimensions of the data. This allows us to control for conditional convergence through the inclusion of country-specific effects, which proxy for time-invariant compensating differentials among

⁹ β -convergence implies that countries starting from a high income level are expected to exhibit lower income growth than countries beginning with low income levels. The terms conditional and unconditional (absolute) refer to whether convergence takes place after controlling or not for country-specific characteristics, which can account for differences in steady state income levels.

¹⁰ Bernard and Durlauf (1996) further demonstrate that a negative cross-section relationship between initial income and growth is compatible with a class of structural models which violate the time series definition of convergence implied by the equality of long-term forecasts of per capita output for two countries at a fixed time. Along similar lines, Quah (1993) shows that the existence of β -convergence is compatible with a stable cross-section variance in output levels.

economies. Last but not least, by exploiting the panel dimension of the data, we can combine the transition and steady-state information contained in the cross-section and time-series approaches (Bernard and Durlauf, 1996).

2.2. Data Description

Once we have outlined the empirical framework and the main variables involved in our analysis of stochastic and deterministic convergence, we now describe the data source used and the exact data series employed to measure output per worker, physical capital per worker, human capital, TFP and average annual hours worked. As regards the data source, we employ the newest version of the so-called Penn World Table, version 8.0 (henceforth PWT8.0), developed by the joint efforts of Robert Feenstra from the University of California at Davis, and Robert Inklaar and Marcel Timmer from the Groningen Growth and Development Centre at the University of Groningen –see Feenstra *et al.* (2013a, 2013b, 2015).¹¹

As a measure of aggregate output, we employ a measure of constant-price real GDP, denoted by $RGDP^{NA}$, which represents real GDP at constant 2005 national prices (in million 2005 US\$). This series employs national-accounts growth rates to construct the real GDP series. This series is similar to those of the previous versions of the PWT, though some differences in its computation are pointed out by Feenstra *et al.* (2013a, 2013b, 2015). In fact, versions of the PWT prior to 6.0 constructed the real GDP series using a weighted average of the national-accounts growth rates of the GDP components given by private consumption, investment and government consumption. This caused the real GDP growth rate in PWT to differ from the growth rate of real GDP in the national accounts due to these weights. This phenomenon was highly criticised by Johnson *et al.* (2013) due to the fact that these weights differed across the different versions of PWT. This caveat was addressed by the authors in succeeding versions of PWT by using the national-accounts growth rate of total GDP rather than that of the C, I and G components. This aggregate output series is comparable across countries and over time.

As regards the stock of physical capital, we employ the real stock of physical capital, denoted by RK^{NA} provided in PWT8.0. As Inklaar and Timmer (2013) point out, there are several clear advantages of using these series versus other physical capital stock series previously developed in the literature. First, this stock of physical capital series accounts for differences in asset composition across countries and over time. Hence, investment is

¹¹ The data are accessible from www.ggdcc.net/pwt.

split up into the following categories: structures, transport equipment and machinery, which in turn can be divided into investment in computers, communication equipment, software and other machinery. Thus, this improves over most previous physical capital estimates that assumed total investment in a single homogeneous asset for all countries. Second, an implication from the above is that the depreciation rate of physical capital exhibits variation across countries and over time –instead of assuming a constant depreciation rate– and that the PPP associated with the stocks of physical capital need not be equal to the investment PPP considered in the conventional approach. Third, in computing the initial stock of physical capital, Inklaar and Timmer (2013) replace the restrictive steady-state assumption by considering an initial capital/output ratio. As shown in specification (3), we need a measure of total employment to compute both real GDP and real physical capital in per worker terms. For that purpose, we use the employment series in PWT8.0, which tries to measure “the total number of persons engaged in a productive activity within the boundaries of the system of National Accounts. This should include all employees, but also self-employed workers, unpaid family workers that are economically engaged, apprentices and the military” (Inklaar and Timmer, 2013, p. 35). Real physical capital per worker represents the stock of physical capital per worker at constant 2005 national prices (in million 2005 US\$).

As far as the measure of human capital is concerned, we employ the human capital index in PWT8.0 obtained on the basis of average years of schooling data for the population aged 15 and over stemming from Barro and Lee (2013), version 1.3 covering the period 1950-2010. They adopt the Psacharopoulos (1994) survey of wage equations evaluating the returns to education to transform these average years of schooling data into a human capital index. In particular, let s_{it} represent the average number of years of education of the adult population in country i at time t and the human capital index be a function of the average number of years of education of the adult population as follows:

$$h_{it} = e^{\phi(s_{it})} \quad (4)$$

where h_{it} constitutes an index of human capital per worker. ϕ is a piecewise linear function, with a zero intercept and a slope of 0.134 through the fourth year of education,

0.101 for the next four years, and 0.068 for education beyond the eighth year.¹² Clearly, the rate of return to education (where ϕ is differentiable) is

$$\frac{d \ln h_{it}}{ds_{it}} = \phi'(s_{it}) \quad (5)$$

As with the other series, the human capital index exhibits cross-country and time-series variability.

As regards the TFP series, we employ the index number provided in PWT8.0, denoted as $RTFP^{NA}$, which is associated with national accounts data and represents TFP at constant national prices (2005=1). This series is calculated as follows:

$$RTFP_{t,t-1}^{NA} = \frac{\frac{RGDP_t^{NA}}{RGDP_{t-1}^{NA}}}{Q_{t,t-1}^T} \quad (6)$$

where $RGDP^{NA}$ is national-accounts based real GDP per worker in PWT8.0 and Q^T is the Törnqvist quantity index of factor inputs (in this case physical capital per worker and human capital).

Since the production function could be expressed in terms of per hour worked instead of in per worker terms, we take advantage of the series of average annual hours worked per worker available in PWT8.0 and also assess whether there has been convergence or not in this measure of raw labour. This measure accounts for the average annual hours worked by persons engaged in productive activity.

In all, we use annual data on the variables described above for 21 OECD countries over the period 1970-2011, for which complete data series were available.¹³ The countries under analysis are Australia, Austria, Belgium, Canada, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Ireland, Italy, Japan, the Netherlands, New Zealand, Norway, Portugal, Spain, Sweden, Switzerland, the United Kingdom and the United States.

3. Econometric Methods

Having presented both the specification and data considered in the empirical analysis, we shift the focus to describe the methodology behind the different panel unit root and stationarity tests employed to determine the presence or absence of stochastic and

¹² See Badunenko and Romero-Ávila (2013, 2014) for other studies employing a similar definition of human capital.

¹³ The time span investigated begins in 1970 because Germany did not have data on employment, TFP and average annual hours worked before that year.

deterministic convergence. Prior to that, we describe the methodology for the construction of the cross-sectional dependence test employed to determine whether our panels display cross-dependencies across panel members.

3.1. Test for Cross-Sectional Dependence in Panels

Pesaran (2004) develops a simple test of error cross-sectional dependence which is based on the average of pair-wise correlation coefficients of ordinary least squares (OLS) residuals obtained from standard ADF regressions for each individual. The order of the autoregressive model is selected using the *t-sig* criterion in Ng and Perron (1995), with the maximum number of lags set at $p = 4(T/100)^{1/4}$. Let $\hat{\rho}_{ij}$ be the sample estimate of the pair-wise correlation coefficient of OLS residuals:

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt}}{\left(\sum_{t=1}^T e_{it}^2\right)^{1/2} \left(\sum_{t=1}^T e_{jt}^2\right)^{1/2}} \quad (7)$$

where e_{it} represents the OLS estimated residuals for individual i . On the basis of pair-wise correlation coefficients, Pesaran (2004) proposes a test of cross-sectional dependence with good finite-sample properties that does not depend on any particular spatial weight matrix, as occurs to the Breusch and Pagan (1980)'s LM test when N is large. Pesaran's cross-dependence statistic is defined by:

$$CD = \left[\frac{TN(N-1)}{2} \right]^{1/2} \bar{\bar{\rho}} \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (8)$$

where $\bar{\bar{\rho}} = \left(\frac{2}{N(N-1)} \right) \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}$, which represents the average of the correlation coefficients across all pairs. Under the null hypothesis of cross-sectional independence, the CD statistic is distributed as a two-tailed standard normal distribution and is general enough to account for the complicated dynamics of heterogeneous panels even in the case of a mix of stationary and nonstationary processes.

3.2. Panel Unit Root and Stationarity Tests with Cross-Sectional Dependence

3.2.1. Smith *et al.* (2004) Panel Unit Root Statistics

Smith *et al.* (2004) develop panel versions of some powerful modifications of the univariate ADF t -statistic such as the Max test of Leybourne (1995) and the weighted symmetric (WS) test of Pantula *et al.* (1994). Smith *et al.* (2004) consider a panel

specification for the no-trend case applicable to the analysis of deterministic convergence such that:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \gamma_i y_{it-1} + \sum_{j=2}^{p_i} \delta_{ij} \Delta y_{i,t-j-1} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

where p_i is the required degree of lag augmentation to make the residuals white noise, α_i represents the country-specific fixed effects, and $i=1, \dots, N$ and $t=1, \dots, T$ stand for the number of panel members and time periods, respectively. For the investigation of stochastic convergence, Equation 9 would contain country-specific deterministic trends given by the term $\delta_i t$. To achieve the most parsimonious model compatible with white noise residuals, p_i is determined by the conventional step-down procedure of Ng and Perron (1995) setting a maximum lag order of 8. The first two tests are the standard Im *et al.* (2003) –IPS hereafter– tests. The t-bar statistic is computed as an average of individual t-statistics from ADF specifications, i.e. $\bar{t}_{NT} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i$, where $i=1, \dots, N$ and $t=1, \dots, T$. The standardised statistic is given by:

$$\Psi_i = \frac{\sqrt{N}(\bar{t}_{NT} - E(t_i))}{\sqrt{\text{Var}(t_i)}} \quad (10)$$

where $E(t_i)$ and $\text{Var}(t_i)$ are the expected value of the mean and variance, respectively. IPS also proposed the LM test statistic, which after normalisation takes the form:

$$\Psi_{LM} = \frac{\sqrt{N}(LM_{NT} - E(LM_i))}{\sqrt{\text{Var}(LM_i)}} \quad (11)$$

where LM_i is the individual LM test and $LM_{NT} = N^{-1} \sum_{i=1}^N LM_i$.

Leybourne (1995) proposed to obtain the ADF t-statistic from original data (DF_{fi}), and from time-reversed data ($z_{it} = y_{i,T+1-t}$) yielding DF_{ri} . The Max t-statistic for individual i is obtained as $Max_i = \text{Max}(DF_{fi}, DF_{ri})$. In a panel framework, the panel Max t-statistic takes the form:

$$\Psi_{Max} = \frac{\sqrt{N}(Max_{NT} - E(Max_i))}{\sqrt{\text{Var}(Max_i)}} \quad (12)$$

where $Max_{NT} = N^{-1} \sum_{i=1}^N Max_i$. Likewise, individual WS tests are computed as in Pantula *et al.* (1994), and the panel WS statistic is given by:

$$\Psi_{ws} = \frac{\sqrt{N}(WS_{NT} - E(WS_i))}{\sqrt{Var(WS_i)}} \quad (13)$$

where $WS_{NT} = N^{-1} \sum_{i=1}^N WS_i$ and WS_i is the univariate weighted symmetric statistic. Finally, Smith *et al.* (2004) present a more powerful variant of the LM statistic, which is computed on the basis of forward and reverse ADF regressions yielding the univariate LM_{fi} and LM_{ri} . Since both statistics take a positive value, the minimum LM statistic is computed as $Min_i = \min(LM_{fi}, LM_{ri})$. The panel statistic takes the form:

$$\Psi_{Min} = \frac{\sqrt{N}(Min_{NT} - E(Min_i))}{\sqrt{Var(Min_i)}} \quad (14)$$

where $Min_{NT} = N^{-1} \sum_{i=1}^N Min_i$. Since all of these tests assume both cross-sectional independence and asymptotic normality, Smith *et al.* (2004) develop a modified bootstrap procedure to compute p-values of the statistics which are robust to small-sample bias as well as to cross-sectional dependencies in the data.¹⁴ Ψ_i , Ψ_{Max} and Ψ_{ws} reject the null hypothesis for large negative values of the statistic, while Ψ_{LM} and Ψ_{Min} reject the null for large positive values.¹⁵

3.2.2. Breitung and Das (2005) Panel Unit Root Test

Breitung and Das (2005) consider a model like (9) while assuming the existence of weak cross-sectional dependence. For that purpose, they write the model as a seemingly unrelated-type (SUR) system of equations in matrix form:¹⁶ $\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$, where Δy_t , y_{t-1} and ε_t are $N \times 1$ vectors. The cross-sectional correlation is represented by a non-diagonal covariance matrix $\Omega = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$ for all t , with bounded eigenvalues. Breitung and Das (2005) demean the data such that $\tilde{y}_t = y_t - y_0$, where y_0 represents the value of the initial observation, and estimate consistently the variance-covariance matrix of the OLS estimator, which is denoted by $\hat{\sigma}_\phi$. They then obtain the robust t-statistic free of size

¹⁴ See Smith *et al.* (2004, pp. 165-166) for details on the bootstrap procedure in similar spirit to that in Maddala and Wu (1999). This method generates bootstrap innovations through resampling using a block size of 30 and 20,000 replications. The maximum lag order of autocorrelation used to compute the statistics is set at 8.

¹⁵ All the five tests take the presence of a unit root for all individuals as the null hypothesis vs. the alternative hypothesis of stationarity for at least one individual unit.

¹⁶ For expositional simplicity we abstract from lagged augmented terms.

distortions due to contemporaneous cross-sectional correlation for N and T tending to infinity:

$$t_{rob} = \frac{\hat{\phi}}{\sqrt{\hat{v}_{\hat{\phi}}}} = \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{y}'_{t-1} \Delta \tilde{y}_t}{\sqrt{\sum_{t=1}^T \tilde{y}'_{t-1} \hat{\Omega} \tilde{y}_{t-1}}} \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (15)$$

3.2.3. Chang (2002) Panel Unit Root Tests

Chang (2002) develops a group-mean unit root test based on a nonlinear IV estimation method. In a first step, she estimates the autoregressive coefficient from a standard ADF regression for each cross-sectional unit. In order to allow for cross-sectional dependence, Chang employs the instruments generated by a nonlinear function which constitutes a nonlinear transformation of the lagged values of the endogenous variable given by $F(y_{i,t-1})$. This function $F(\cdot)$ is called the instrument generating function (IGF hereafter) and must provide instruments which are strongly correlated with the regressor $y_{i,t-1}$. In a second step, Chang constructs the individual t-statistic for each unit (Z_i), which can then be used for testing the unit root null based on the nonlinear estimator. These t-statistics have a limiting standard distribution, and the asymptotic distributions of individual Z_i statistics are independent across units.¹⁷ Therefore, in a third step, Chang proposes an average IV t-statistic, which has a standard limiting distribution:

$$S_N = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N Z_i \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (16)$$

Chang finds from simulations that the IV nonlinear panel unit root test outperforms the IPS test in terms of size and power. The value of the S_N statistic must be compared with the critical values from the lower tail of a standard normal distribution. In our application, we consider three examples of regularly integrated IGFs. The first is given by $IGF_1(x) = x \cdot \exp(-c_i |x|)$ where $c_i \in \Re$, $c_i = 3T^{-1/2} s^{-1}(\Delta y_{it})$ and $s^2(\Delta y_{it})$ is the sample standard error of Δy_{it} . In addition, we use $IGF_2(x) = I(|x| < K)$ –where K is a truncation parameter and the IV estimator obtained from IGF_2 is the trimmed OLS estimator based on the observations located in the interval $[-K, K]$ – and $IGF_3(x) = I(|x| < K) \cdot x$.

¹⁷ Asymptotic independence of individual t-statistics is achieved by establishing asymptotic orthogonalities of the nonlinear instruments used in the construction of individual IV t-statistics. As a result, in a panel setting, one does not need to impose independence across units or to rely on sequential asymptotics in order to be able to construct panel unit root tests based on averaging across individual statistics.

3.2.4. Hadri (2000) Panel Stationarity Statistic

Hadri (2000) develops a panel stationarity test which is robust to the presence of autocorrelated and heteroskedastic errors. Let $\{y_{i,t}\}$ be the set of stochastic processes given by:

$$y_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_i t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{and} \quad \alpha_{i,t} = \alpha_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (17)$$

where $\alpha_{i,t}$ is a random walk, $v_{i,t}$ is *i.i.d.* $(0, \sigma_v^2)$ and $\{\varepsilon_{i,t}\}$ and $\{v_{i,t}\}$ are assumed mutually independent. The null hypothesis of stationarity implies that $\alpha_{i,t}$ collapses into a constant ($\sigma_{v,i}^2 = 0$ for all i) versus the alternative hypothesis that $\sigma_{v,i}^2 > 0$ for some i , consistent with a unit root in those series. Hadri (2000) computes the panel stationarity test as the average of univariate KPSS tests:

$$\eta_k = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\hat{\sigma}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2 \right), \quad (18)$$

where $\hat{\sigma}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2 = \eta_i$ is the univariate KPSS test for individual i , and $\hat{S}_{i,t} = \sum_{j=1}^t \hat{\varepsilon}_{i,j}$ stands for the partial sum of the estimated OLS residuals from (17). $\hat{\sigma}_i^2$ represents a consistent estimate of the long-run variance of $\varepsilon_{i,t}$, which allows for serial correlation and heteroskedasticity across the cross-sectional dimension.¹⁸ Equation (18) allows for heterogeneity in the estimation of the long-run variances across units, but homogeneity can also be assumed by replacing $\hat{\sigma}_i^2$ in (18) with $\hat{\sigma}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^2$. For the sake of robustness, we compute the panel stationarity test under both assumptions. After standardising the test, we have

$$LM = \frac{\sqrt{N}(\eta_k - \mu)}{\nu} \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (19)$$

where μ and ν^2 are the mean and variance adjustment factors such that $\mu = 1/6$ and $\nu^2 = 1/45$ for the specification without trends and $\mu = 1/15$ and $\nu^2 = 11/6300$ for the specification with trends.¹⁹ The computation of Hadri's statistic requires the individual series to be cross-sectionally independent along with asymptotic normality. Since these assumptions are unlikely to hold in practice, we will compute the bootstrap distribution of

¹⁸ These are obtained non-parametrically using the Quadratic Spectral kernel with fixed bandwidth.

¹⁹ Hadri's statistic must be compared with the upper tail of the standard normal distribution.

the panel stationarity test following Maddala and Wu (1999) to allow for general forms of cross-sectional dependence, thereby correcting for finite-sample bias.

3.2.5. Choi (2006) Panel Unit Root Tests

Choi (2006) considers a restricted factor model in that all cross-sectional units are equally affected by the common factor. Choi eliminates cross-sectional correlations and deterministic components using GLS detrending methods and cross-sectional demeaning for panel data. His model is

$$\begin{aligned} u_{it} &= \alpha_i + f_t + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= \sum_{j=1}^{q_i} d_{i,j} \varepsilon_{i,t-j} + v_{it} \end{aligned} \quad (20)$$

where v_{it} are i.d.d $(0, \sigma_{v,i}^2)$ and assumed to be cross-sectionally independent. α_i and f_t stand for the unobservable individual and time effects, respectively. For model (20), the null hypothesis implies the presence of a unit root in the remaining random component ε_{it} , i.e. $\sum_{j=1}^{q_i} d_{i,j} = 1$ for all i , versus the alternative hypothesis that $\sum_{j=1}^{q_i} d_{i,j} < 1$ for some i (i.e., stationarity for some i). From ADF regressions with the cross-sectionally independent transformed variables, Choi (2006) obtains the p-values used to construct the three panel combination tests of Choi (2001) but for the case of cross-sectionally dependent panels. We next outline the three statistics developed by Choi (2001), who followed Maddala and Wu (1999) by combining p-values from individual unit root tests in order to formulate panel unit root tests. He proposed three Fisher-type statistics for $T \rightarrow \infty$ and then $N \rightarrow \infty$. First, the modified inverse Chi-square test:

$$P_m = -\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (Ln(p_i) + 1) \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (21)$$

Second, the inverse normal test:

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_i) \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (22)$$

where $\Phi^{-1}(p_i)$ is a standard normal cumulative distribution function since $0 \leq p_i \leq 1$.

Third, the modified logit test²⁰

²⁰ P_m must be compared with the critical values from the upper tail of the standard normal distribution, and Z and L^* with the critical values from the lower tail of the standard normal distribution.

$$L^* = \frac{1}{\sqrt{\pi^2 N / 3}} \sum_{i=1}^N L_n \left(\frac{p_i}{1 - p_i} \right) \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (23)$$

3.2.6. Moon and Perron (2004) Panel Unit Root Statistics

Moon and Perron (2004) develop two panel unit root tests which allow for cross-sectional dependence through an approximate linear dynamic factor model. The main difference with respect to the factor model of Bai and Ng (2004a) is that the common factors are unobservable and thus included in the error term. These factors are common across cross-sectional units but with heterogeneous intensity. To estimate the factor loadings, they employ the principal components method and the number of common factors is determined using the information criteria developed by Bai and Ng (2002), which include the IC_p and BIC_3 criteria used in the next section in the computation of the Bai and Ng (2004a) unit root tests. The estimation and testing procedures are based on the defactored data which are obtained by a projection onto the space orthogonal to the factor loadings. Thus, defactored data no longer exhibit cross-dependence. Under the null, the two panel unit root tests follow a standard normal distribution for T and N tending to infinity:²¹

$$t_a = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}_{pool}^+ - 1)}{\sqrt{\frac{2\hat{\phi}_e^4}{\hat{\omega}_e^4}}} \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (24)$$

$$t_b = \sqrt{NT}(\hat{\rho}_{pool}^+ - 1) \sqrt{\frac{1}{NT^2} \text{trace}(Y_{-1} Q_{\Lambda} Y'_{-1}) \frac{\hat{\omega}_e^2}{\hat{\phi}_e^4}} \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (25)$$

where $\hat{\rho}_{pool}^+$ is the bias-corrected OLS estimate of the pooled autoregressive parameter obtained with the defactored panel data, Y is the matrix of the observations on y_{it} , Y_{-1} is the matrix of the corresponding lagged values and Q_{Λ} is the projection matrix used to eliminate the common factors. The term $\hat{\omega}_e^2$ is computed as a cross-sectional average of

²¹ The panel unit root tests of Moon and Perron (2004) take the null hypothesis of nonstationarity for all cross-sectional units, versus the alternative of stationarity for all units. In contrast, the tests of Chang (2002), Choi (2006), Smith *et al.* (2004), Breitung and Das (2005) and Pesaran (2007) used in this section and Bai and Ng (2004a) employed in the next section, all take the null hypothesis of nonstationarity for all units, versus the alternative hypothesis of stationarity for at least one unit.

$\hat{\omega}_{e,i}^2$, i.e. the long-run variance of the estimated residuals \hat{e}_{it} ,²² and $\hat{\phi}_e^4$ as the cross-sectional average of $\hat{\omega}_{e,i}^4$.

3.2.7. Pesaran (2007) Panel Unit Root Statistics

Pesaran (2007) models cross-sectional correlation using a one-factor model given by $u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it}$, where f_t is the unobserved common factor, γ_i is the factor loading coefficient and ε_{it} is the idiosyncratic error component. Pesaran augments standard ADF specifications with the cross-sectional averages of lagged levels and first-differences of the series in order to eliminate the cross-sectional dependence embodied in $\gamma_i f_t$. This is done as follows for the no-trend specification with no serial correlation in the error:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + v_{it} \quad (26)$$

where $\bar{y}_{t-1} = (1/N) \sum_{i=1}^N y_{it-1}$ and $\Delta \bar{y}_t = (1/N) \sum_{i=1}^N \Delta y_{it}$. In the case of serially correlated residuals, the cross-sectionally augmented specification would incorporate $\Delta \bar{y}_{t-j}$ and Δy_{it-j} terms for $j=1, \dots, p$. Pesaran then computes cross-sectionally augmented ADF t-statistics, i.e. $CADF_i$ for each i associated with the OLS estimate of ρ_i , which are denoted by $t_i(N, T)$. A truncated version ($CADF_i^*$) is also considered to correct for undue influence of extreme observations in short- T panels. Pesaran (2007) constructs a modified version of the IPS t-bar test by averaging individual $CADF_i$ and $CADF_i^*$ statistics, rendering the cross-sectionally augmented IPS statistics, i.e. $CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T)$ and $CIPS^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i^*(N, T)$, with $t_i^*(N, T)$ denoting the truncated $CADF$ statistic. In addition, Pesaran combines p-values of $CADF_i$ to compute the inverse Chi-square test statistic $CP = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_{iT})$ and the inverse normal test $CZ = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_{iT})$, where p_{iT} is the p-value associated with $CADF_i$. In the presence of cross-sectional dependence, these statistics no longer follow standard distributions and the critical values must be simulated for various sample sizes.

²² The long-run variance of the residuals is computed with both the Barlett and Quadratic Spectral kernels with non-parametric Newey-West (1994) bandwidth selection. As a result, we present two sets of Moon and Perron (2004) statistics.

3.2.8. Harris *et al.* (2005) Panel Stationarity Statistic

Harris *et al.* (2005) propose a panel stationarity test that is able to handle time-series and cross-sectional dynamics, thereby allowing for heterogeneity in the deterministics across units. This test addresses cross-sectional dependence through a factor model with an unknown number of factors like:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \beta_i' x_{it} + z_{it} \\ z_{it} &= \lambda_i' f_t + e_{it} \end{aligned} \quad (27)$$

where f_t is an $r \times 1$ vector of latent factors which needs to be estimated to determine the rank, λ_i is an $r \times 1$ vector of loading parameters and e_{it} is the idiosyncratic term for each i . They further assume that f_t and e_{it} are mutually independent of one another. They present a specification that contains a constant but not a trend. The authors compute the number of common factors by minimising the IC_l method proposed by Bai and Ng (2002), setting the maximum number of factors to 5. They then compute the \hat{S}_k^F test for the estimated components \hat{f}_t and \hat{e}_{it} jointly, which is robust to cross-sectional correlation and serves as a test for the null hypothesis that the series z_{it} are stationary for all i .²³ More specifically, the resulting statistic takes the form:

$$\hat{S}_k^F = \frac{\tilde{C}_k}{\hat{\omega}\{\tilde{a}_{k,t}\}} \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (28)$$

where $\hat{\omega}^2\{\tilde{a}_{k,t}\}$ is the long-run variance estimator, $\tilde{C}_k = T^{-1/2} \sum_{t=k+1}^T \tilde{a}_{k,t}$, $\tilde{a}_{k,t} = \sum_{i=1}^N \tilde{z}_{it} \tilde{z}_{it-k}$, \tilde{z}_{it} are standardised residuals and $k = (3T)^{1/2}$. The long-run variance is estimated with the Bartlett lag window with $l = [12(T/10)^{1/4}]$. It can be shown that \hat{S}_k^F follows a standard normal distribution even when it is based on residuals with large T and fixed N .

4. Empirical Results

4.1. Initial Results regarding σ -Convergence

As a preliminary check, we depict the log of real output per worker, real physical capital per worker, human capital, TFP and average annual hours worked. These are shown in Figures 1 to 5, respectively. It is worth noting that there does not appear to be a clear narrowing of cross-country differences in real GDP per worker, thus failing to show a

²³ The null hypothesis implies that all cross-sectional units are stationary against the alternative that at least one unit is nonstationary.

tendency for the dispersion in this series to decrease over the period 1970-2011. Instead, Figure 1 shows a rather stable pattern among the series of log real GDP per worker. A similar picture is provided for the log of real physical capital per worker (Figure 2), human capital (Figure 3), and average annual hours worked (Figure 5). Only Figure 4, for the case of the log of relative TFP, does show a narrowing of TFP differences among OECD countries over the period 1970-2011.

[Figure 1. Log Real GDP per Worker]
 [Figure 2. Log Real Physical Capital per Worker]
 [Figure 3. Log Human Capital Index]
 [Figure 4. Log Total Factor Productivity]
 [Figure 5. Log Annual Average Hours]

In Figures 6 to 10, we plot the standard deviation of the natural log of relative real output per worker and the output sources variables. Figure 6 shows a fall in the standard deviation of the natural logarithm of relative GDP per worker from about 24.5 per cent in 1970 to 18.7 in 1990, but from that point in time the standard deviation begins to rise up to a value of 21.5 per cent in 2011. Therefore, over the whole period there is a slight fall in dispersion supporting the σ -convergence hypothesis, which indicates the existence of a minor tendency for cross-country output per worker differences to decline over the past four decades. Regarding the sources of output per worker, Figures 7, 8 and 9 show a clear tendency for cross-country differences in real physical capital per worker, human capital and TFP to fall. As a matter of fact, the standard deviation has fallen from 35.6 per cent to 22.5 between 1970 and 2011 for real physical capital per worker, from 18.2 per cent to 8.6 per cent for the human capital index, and from about 15 per cent to 4.6 per cent for TFP. As regards average annual hours worked, despite exhibiting some cyclical fluctuations, the standard deviation of the series remains fairly constant between 1970 and 2011 at around 10 per cent.

[Figure 6. σ -Convergence: Real GDP per Worker]
 [Figure 7. σ -Convergence: Real Physical Capital per Worker]
 [Figure 8. σ -Convergence: Human Capital Index]
 [Figure 9. σ -Convergence: Total Factor Productivity]
 [Figure 10. σ -Convergence: Annual Average Hours]

4.2. Results regarding Cross-sectional Dependence

We exploit the time-series and cross-section dimensions of the data because it is widely recognised in the literature that the use of panel unit root and stationarity tests that exploit the cross-sectional variation of the data leads to a much more efficient way to

achieve substantial power gains. However, one important caveat applies when conducting panel unit root testing: traditional panel unit root and stationarity tests derived under the assumption of cross-sectional independence are subject to severe size distortions, which leads to spuriously over-reject the null hypothesis (O'Connell, 1998; Maddala and Wu, 1999; Strauss and Yigit, 2003; Banerjee *et al.*, 2005). As the international real business cycle literature has demonstrated, there are strong linkages between macroeconomic aggregates among industrialised countries (see Backus *et al.*, 1992; Devereux *et al.*, 1992). As a result, we explicitly allow for cross-sectional dependence in all the panel unit root and stationarity tests employed in the analysis.

In order to make sure that cross-sectional dependence is actually present in our panels of real output per worker, real physical capital per worker, human capital, TFP and average annual hours worked, we begin the analysis by applying the CD statistic of Pesaran (2004) to innovations in the respective series for the panel of 21 OECD countries over the period 1970-2011. For each unit i we compute OLS residuals from ADF regressions like (9), where the optimal lag-order is determined using the general-to-specific procedure suggested by Ng and Perron (1995) with a maximum lag-order of $p = 4(T/100)^{1/4}$. As reported in Table 1, the null hypothesis that innovations in the respective series are cross-sectionally independent is strongly rejected for all of the five variables analysed. This result is robust to the inclusion of a linear trend in the specification.²⁴ Therefore, it is necessary to allow for cross-correlation in the analysis of stochastic and deterministic convergence. This finding seems plausible and accords well with the fact that industrialised countries are highly integrated in economic terms. This demonstrates that inferences deriving from the application of traditional panel unit root tests, which are computed under the assumption of error cross-sectional independence, are likely to be misleading as they are subject to dramatic size distortions.

[Table 1. Cross-Sectional Dependence Test]

4.3. Analysis of Stochastic Convergence

Having determined the prevalence of cross-sectional dependence in the panels of log relative real GDP per worker and its sources, we now move to investigate the existence of stochastic convergence through the application of a large battery of panel unit root and

²⁴ Note that we apply the CD test to the panels of log real output per worker, log real physical capital per worker, log human capital, log TFP and log average annual hours worked, instead of applying it to the log of the respective relative series, which by assumption would exhibit cross-sectional dependence driven by the implicit cross-sectional demeaning.

stationarity tests robust to cross-sectional dependence in the error structure of the panels studied. In reporting the results, we begin with the findings for the log of relative real GDP per worker, and then proceed with the results for the log of relative real physical capital per worker, human capital, TFP and average annual hours worked. The value of the panel statistic and the associated p-value for the panel unit root tests of Smith *et al.* (2004), Chang (2002), Breitung and Das (2005), Choi (2006), Moon and Perron (2004) and Pesaran (2007) and the panel stationarity test of Harris *et al.* (2005) are all presented in a single table for each respective variable (see Tables 2, 4, 6, 8 and 10). In addition, Hadri's statistic and associated p-value for the case of cross-sectional independence and asymptotic normality as well as the bootstrap critical values controlling for cross-correlation and finite-sample bias are all presented in another individual table for each respective series (see Tables 3, 5, 7, 9 and 11). In the left part of Tables 2, 4, 6, 8 and 10, we report the results associated with the weaker notion of convergence given by stochastic convergence. Likewise, in the right part of each table we report the results for the no-trend specification related to the stronger notion of deterministic convergence. Regarding Tables 3, 5, 7, 9 and 11 that report the results of Hadri's statistic, the left part of each table focuses on the trend specification containing the results of stochastic convergence, whereas the right part relates to the no-trend specification associated with deterministic convergence. Therefore, we begin the analysis by testing for the weaker notion of stochastic convergence, which is followed by the investigation of the stronger notion of deterministic convergence.

4.3.1. Convergence in Real GDP per Worker

We start with the results from the powerful unit root tests of Smith *et al.* (2004), which control for cross-dependence and for finite-sample bias through modified residual-based bootstrap methods. In deriving the empirical distributions of the five statistics tailored to the structure of the cross-sectional correlation of the error and to the sample size of our five panels, we employ a block size of 30 and 20,000 bootstrap replications. The maximum lag-order for individual specifications is set at eight. As reported in Table 2, none of the five statistics of Smith *et al.* (2004) renders statistically significant bootstrap p-values (at the 10% level or lower) for the specification with trends associated with the concept of stochastic convergence.

As regards the nonlinear IV panel unit root tests of Chang (2002), our results remain fairly unchanged, since we clearly fail to reject the null of joint nonstationarity with any of

the regularly integrated *IGFs* employed in the analysis.²⁵ Likewise, the Breitung and Das (2005) test, which controls for contemporaneous cross-correlation through a SUR approach, fails to reject the unit root null hypothesis of lack of stochastic convergence. As regards the three combination panel statistics of Choi (2006), we only reject the null hypothesis of lack of stochastic convergence at conventional significance levels with the modified inverse Chi-square statistic. As far as Pesaran's (2007) tests are concerned, our results confirm the above results, as we fail to reject the null of nonstationarity with any of the four tests. It is only with the two pooled panel unit root tests of Moon and Perron (2004) that we are able to reject the joint nonstationarity null hypothesis, thus supporting the presence of stochastic convergence patterns in real GDP per worker across OECD economies over the past 40 years. This occurs irrespective of the use of the Quadratic Spectral kernel or the Bartlett kernel in estimating the long-run variance of the residuals.

[Table 2. Panel Unit Root and Stationarity Tests: Real GDP per Worker]

Table 3 shows the results of the panel stationarity test of Hadri (2000). Panel A reports the results of the computation of the test under the assumption of cross-sectional independence and asymptotic normality, while Panel B reports the bootstrap critical values allowing for general forms of cross-sectional dependence, thereby correcting for finite-sample bias. Under the assumption of cross-sectional independence, Hadri's test strongly rejects the null of stationarity in favour of a unit root, irrespective of the assumption of homogeneity or heterogeneity in the computation of the long-run variance. To deal with the issue of cross-dependence, we compute the bootstrap distribution of Hadri's test, which appears to dramatically shift to the right of the upper tail of the standard normal distribution. But despite this sharp rise in the critical values, we are still able to reject the null at the 2.5% significance level for the case of homogeneity in the estimation of the long-run variance and at the 1% level for the heterogeneity case. This supports the existence of a unit root in the log of relative GDP per worker, which implies a lack of stochastic convergence in real output per worker.

[Table 3. Panel Stationarity Test of Hadri (2000): Real GDP per Worker]

²⁵ The nonlinear IV panel unit root test of Chang (2002) has been recently criticised by Im and Pesaran (2003) on the grounds that under strong forms of cross-correlation, Chang's test displays size distortions. This criticism may be alleviated to some extent in panels with large T relative to N , as occurs with our panels of 21 OECD countries over the period 1970-2011. Furthermore, even if size distortions existed, we fail to reject the joint unit root null, which reinforces the view that log relative real GDP per worker may be best described as nonstationary.

In all, except for the Moon and Perron (2004) panel unit root tests and the modified inverse Chi-square test of Choi (2006), the other statistics, which are the majority, favoured the unit root hypothesis for relative real GDP per worker. This is tantamount to saying that there is a lack of stochastic convergence in real output per worker.

4.3.2. Convergence in the Sources of Output per Worker

Having presented the results from the application of the large array of panel unit root and stationarity tests to the log of relative real GDP per worker, we next do so for the four series constituting the sources of output, i.e., real physical capital per worker, human capital, TFP and average annual hours worked (all expressed in logs of the value of the respective variable relative to its cross-country average).

We begin with the log of relative real physical capital per worker. As shown in the left part of Table 4, all panel unit root tests including those of Smith *et al.* (2004), Chang (2002), Breitung and Das (2005), Choi (2006), Moon and Perron (2004) and Pesaran (2007) fail to reject the unit root null hypothesis even at the 10% level. Likewise, Panel A of Table 5 shows that the joint stationarity null hypothesis is rejected at the 1% significance level with Hadri's (2000) statistic assuming cross-sectional independence and asymptotic normality, and at the 2.5% level for the case of cross-sectional dependence, as reflected in the bootstrap critical values that are shifted to the right of the upper tail of the standard normal distribution (see Panel B of Table 5). Therefore, the evidence of a lack of stochastic convergence in real physical capital per worker appears overwhelming.

[Table 4. Panel Unit Root and Stationarity Tests: Real Physical Capital per Worker]
[Table 5. Panel Stationarity Test of Hadri (2000): Real Physical Capital per Worker]

As regards the human capital index, the evidence reported in Table 6 appears clearly mixed. On the one hand, we are able to reject the unit root null hypothesis with three of the five bootstrap panel unit root tests of Smith *et al.* (2004) (Ψ_{LM} , Ψ_{Min} and Ψ_{WS}), the three combination panel unit root statistics of Choi (2006) and three of the four pooled panel unit root tests of Moon and Perron (2004). On the other, evidence pointing to a lack of stochastic convergence (also seen as divergence) is obtained from the Ψ_t and Ψ_{Max} statistics of Smith *et al.* (2004), the three nonlinear IV panel unit root tests of Chang (2002), the panel statistic of Breitung and Das (2005) and the four cross-sectionally augmented panel unit root tests of Pesaran (2007). The results from the application of Hadri's panel stationarity test (shown in Table 7) support the unit root hypothesis associated with a lack of stochastic convergence in human capital levels. This is because

the joint stationarity null hypothesis is rejected at the 1% level for the case of cross-independence and asymptotic normality, as well as at the 10% level for the case of cross-sectional dependence and homogeneity in the long-run variance and at the 2.5% level for the case of cross-dependence and heterogeneity in the estimation of the long-run variance. Hence, the overall evidence of stochastic convergence in human capital appears mixed.

[Table 6. Panel Unit Root and Stationarity Tests: Human Capital Index]

[Table 7. Panel Stationarity Test of Hadri (2000): Human Capital Index]

As far as TFP is concerned, Table 8 provides evidence consistent with a unit root in the log of relative TFP levels in the case of the five modified bootstrap panel unit root tests of Smith *et al.* (2004), the three nonlinear IV panel unit root statistics of Chang (2002), the panel statistic of Breitung and Das (2005), and the four cross-sectionally augmented panel unit root tests of Pesaran (2007). However, the three combination panel unit root tests of Choi (2006) and the pooled panel unit root statistics of Moon and Perron (2004) reject the joint unit root null hypothesis at conventional significance levels. As regards Hadri's statistic, the evidence –shown in Table 9– favours the absence of stochastic convergence in TFP because the joint stationarity null hypothesis is strongly rejected both for the case of cross-independence (at the 1% level) and for the case of cross-dependence (at the 2.5% level). Hence, the picture that emerges for TFP is that of mixed evidence regarding stochastic convergence of TFP levels across OECD countries over the past four decades.

[Table 8. Panel Unit Root and Stationarity Tests: Total Factor Productivity]

[Table 9. Panel Stationarity Test of Hadri (2000): Total Factor Productivity]

Finally, Table 10 contains the results from the application of the large battery of panel unit root tests to the log of relative average annual hours worked. Except for the Moon and Perron (2004) panel tests, the other panel unit root statistics fail to reject the joint non-stationarity null hypothesis. Likewise, Hadri's statistic (reported in Table 11) clearly supports the existence of a unit root in the log of relative average annual hours worked, as the joint stationarity null hypothesis is strongly rejected at the 1% significance level, irrespective of the assumptions regarding cross-sectional correlation and heterogeneity in the computation of the residual long-run variance. Hence, the bulk of the evidence for average annual hours worked points to a lack of stochastic convergence.

[Table 10. Panel Unit Root and Stationarity Tests: Annual Average Hours]

[Table 11. Panel Stationarity Test of Hadri (2000): Annual Average Hours]

Overall, with the exception of real physical capital per worker for which all panel statistics provide evidence of absence of stochastic convergence, for the other variables all panel tests fail to render support in the same direction because at least the Moon and Perron (2004) statistics reject the null hypothesis of a lack of stochastic convergence. In the case of human capital and TFP, other panel statistics like those of Choi (2006) also reject the joint unit root null hypothesis. Therefore, we can view the evidence of stochastic convergence as mixed for human capital and TFP, whereas the evidence lends support to a lack of stochastic convergence in real physical capital per worker and to a lower extent in real GDP per worker and average annual hours worked. These results appear to stand in stark contrast to the common expectation that real GDP per worker and hence its main sources (physical capital per worker, human capital and TFP) have all converged over the postwar era.

4.4. Analysis of Deterministic Convergence

Having studied the hypothesis of stochastic convergence, for the sake of completeness, we now shift the focus to investigate the stronger notion of deterministic convergence, which allows the value of the respective series in one country to move in parallel to the average value across countries over the postwar era. Of course, given that most of the evidence did not favour the existence of stochastic convergence across OECD countries, we do not expect to find widespread evidence supporting the existence of the stronger notion of deterministic convergence. This is indeed what the application of the whole battery of panel unit root and stationarity tests indicate.²⁶

More specifically, the right part of Table 2 presents the results of the modified bootstrap panel unit root tests of Smith *et al.* (2004), the nonlinear IV panel statistics of Chang (2002), the Breitung and Das (2005) panel statistic, the combination panel unit root tests of Choi (2006), the pooled unit root tests of Moon and Perron (2004), the cross-sectionally augmented panel unit root tests of Pesaran (2007) and the factor-based panel stationarity test of Harris *et al.* (2005), and the right part of Table 3 reports the results from the application of the panel stationarity test of Hadri (2000). Remarkably, with the exception of the Ψ_{LM} and Ψ_{Min} panel unit root tests of Smith *et al.* (2004), the three combination panel tests of Choi (2006) and the pooled panel unit root statistics of Moon and Perron (2004), all the other panel procedures support the unit root hypothesis

²⁶ To the set of panel statistics employed in the analysis of stochastic convergence, we add the panel stationarity test of Harris *et al.* (2005), which was developed only for the no-trend case.

associated with a lack of deterministic convergence in real GDP per worker. Thus, there appears to be mixed evidence regarding the deterministic convergence hypothesis –though admittedly the majority of the panel statistics do not support the existence of deterministic convergence.

As with real GDP per worker, the unit root hypothesis for the no-trend specification associated with deterministic convergence in real physical capital per worker is not generally supported, except for the case of the Ψ_{LM} and Ψ_{Min} panel statistics, the three combination tests of Choi (2006) and the pooled statistics of Moon and Perron (2004) –see Tables 4 and 5. Hence, even though the evidence appears mixed, still most of the panel procedures support the absence of deterministic convergence in real physical capital per worker.

As regards the human capital index, the evidence regarding the presence of deterministic convergence in the series –shown in Tables 6 and 7– is clearly mixed. On the one hand, the more powerful bootstrap panel statistics of Smith *et al.* (2004), the nonlinear IV panel tests of Chang (2002), the panel test of Breitung and Das (2005), the cross-sectionally augmented combination panel statistics of Pesaran (2007) given by the inverse Chi-square test and the inverse normal test as well as the panel stationarity of Hadri (2000), all support the unit root hypothesis for the no-trend specification associated with the notion of deterministic convergence. On the other, the combination panel unit root tests of Choi (2006), the pooled panel statistics of Moon and Perron (2004), the cross-sectionally augmented IPS statistics of Pesaran (2007) and the panel stationarity test of Harris *et al.* (2005) favour the occurrence of deterministic convergence in human capital –since the joint stationarity null hypothesis is not rejected for the latter, whereas the joint nonstationarity null hypothesis is rejected for the others.

In the case of TFP, whose results from the application of the panel unit root and stationarity tests appear in Tables 8 and 9, the evidence mostly favours the unit root hypothesis consistent with the absence of deterministic convergence among OECD countries because, of all procedures, only the Moon and Perron (2004) statistics and the modified inverse Chi-square test of Choi (2006) are able to reject that hypothesis. Finally, Tables 10 and 11 report the results for the average annual hours worked. The evidence supportive of deterministic convergence appears somewhat mixed, though admittedly most of the results reject the hypothesis of deterministic convergence. Indeed, the panel unit root tests of Smith *et al.* (2004), Chang (2002), Breitung and Das (2005) and Pesaran (2007)

fail to reject the joint non-stationarity null hypothesis, and the panel stationarity tests of Hadri (2000) and Harris *et al.* (2005) strongly reject the joint stationarity null hypothesis, thus providing confirmatory evidence of the lack of deterministic convergence. Only with the panel unit root statistics of Choi (2006) and Moon and Perron (2004) are we able to reject the joint non-stationarity null hypothesis.

Summing up, there is no clear-cut evidence of deterministic convergence in any of the five series investigated: in neither real GDP per worker nor its sources given by real physical capital per worker, human capital, TFP and average annual hours worked. Rather the opposite, the evidence appears to support a lack of deterministic convergence, particularly for TFP and to a lower extent for real GDP per worker, real physical capital per worker and average annual hours worked. The evidence appears clearly mixed for the human capital index, as given by a more balanced account of the panel procedures that support one or the other hypothesis.

In the next section we apply a less restrictive framework to the one employed in this section in an attempt to shed some further light on the presence or absence of the stochastic and deterministic notions of convergence. Hopefully, the use of the recently developed Panel Analysis of Non-stationarity in Idiosyncratic and Common components (PANIC) procedure by Bai and Ng (2004a) will enable us to provide more clear-cut evidence in support of or against the two notions of convergence, rather than providing mixed results as has been mostly the case in the analysis implemented so far.

5. PANIC Approach

5.1. Methodological and Conceptual Limitations of the Previous Analysis

Unlike several second-generation panel unit root tests used above such as the non-linear IV panel unit root tests of Chang (2002), the bootstrap panel unit root tests of Smith *et al.* (2004), the Breitung and Das (2005) test and the bootstrap version of the panel stationarity test of Hadri (2000) that only allow for weak forms of cross-sectional dependence such as contemporaneous short-run cross-correlation, some panel unit root tests based on linear factor models are able to allow for stronger forms of cross-dependence such as cross-sectional cointegration.²⁷ Among the panel procedures employing a factor structure, we find Moon and Perron (2004), Pesaran (2007) and Bai and Ng (2004a, 2004b). Whereas Pesaran (2007) only allows for one common factor, Moon and Perron (2004) and Bai and Ng (2004a, 2004b) allow for multiple common factors.

²⁷ See Breitung and Pesaran (2008) for an overview of the methods.

However, only the panel tests of Bai and Ng (2004a, 2004b) are general enough to allow for cointegration across units, which implies that the observed series can contain common stochastic trends.²⁸ In fact, under this framework the observed series is decomposed into a common component and an idiosyncratic component, and if the latter component is found to be $I(0)$ and the former is found to be $I(1)$, the observed series and the nonstationary common factor would be cointegrated. In that particular case of cross-cointegration, the tests of Pesaran (2007) and Moon and Perron (2004) are likely to exhibit size distortions, as the common trends may be confused with the common factors and thus removed from the data in the defactoring process. Therefore, the tests on the observed series appear to yield stationarity if the remaining idiosyncratic component is stationary, despite the fact there are non-stationary common factors.²⁹

In the previous analysis, the Moon and Perron (2004) statistics were generally able to reject the unit root null hypothesis, which may have been caused by the size distortions exhibited by the panel tests in the presence of common stochastic trends driving the observed series. Therefore, in the next section that presents the results from the application of the PANIC procedures to the series under study, we will be able to determine the presence or absence of common stochastic trends in the series, which may have been responsible for the widespread rejection of the unit root null hypothesis with the Moon and Perron (2004) statistics. In contrast, Bai and Ng (2004a, 2004b)'s PANIC framework does not suffer from such size distortions by not only allowing for non-stationary idiosyncratic components but also for common stochastic components.

In short, the use of the PANIC methodology conveys several important advantages over the analysis conducted above and over previous studies in the field of time-series convergence using panel methods. First, it enables us to allow for strong forms of cross-sectional dependence in the data such as cross-cointegration. This is essential since failure to allow for cross-sectional correlation, when it is present in the data, leads to severe size distortions (see O'Connell, 1998; Maddala and Wu, 1999; Banerjee *et al.*, 2005). Second, the PANIC approach allows us to decompose the observed real GDP per worker, real physical capital per worker, human capital, TFP and average annual hours worked into a common and an idiosyncratic component, and as a byproduct, to determine the source of

²⁸ See Gengenbach *et al.* (2010, pp. 126-129) for a detailed description of the differences and similarities among the Moon and Perron (2004), Pesaran (2007) and Bai and Ng (2004a) panel unit root tests.

²⁹ Gengenbach *et al.* (2010, p. 134) provide simulation evidence that lends support to the large size distortions associated with the panel unit root tests of Moon and Perron (2004) and Pesaran (2007) in the event of non-stationary common factors and a near-unit root in the idiosyncratic component, which is the case of cross-sectional cointegration.

nonstationarity in the observed series, that is, whether it stems from the common factor(s) and/or the idiosyncratic components. Third, unlike other panel unit root tests allowing for a factor structure in the data such as those of Moon and Perron (2004) and Pesaran (2007) that assume the same order of integration for both the common and idiosyncratic components, the PANIC framework is flexible enough as to allow for a different order of integration in both components.

Regarding the conceptual limitation of the previous analysis, we have that by applying the panel unit root and stationarity statistics to the log of the relative series – which is equivalent to the log of the series minus the log of the average of the series across panel members–, one is implicitly assuming a common slope of unity in the relationship between the log of a series and the log of the average (i.e., $\log y_{it} - \beta_i \log \bar{y}_t$ with $\beta=1$ for all i). Therefore, the hypothesis of stationarity in the log of the relative series, consistent with the existence of time series convergence, requires the series $\log y_{it}$ and $\log \bar{y}_t$ to be cointegrated with a cointegrating vector $[1,-1]$. This implies that homogeneity is imposed for all i , without being previously tested before the panel unit root and stationarity tests were applied to the relative series.

An alternative and less restrictive approach consists of testing for a single common stochastic trend among a set of $I(1)$ series (in our case the 21 countries' series for each of the respective variable analysed) driving the observed series over time. Pairwise convergence would be confirmed through the existence of $N-1$ cointegrating vectors among the N countries investigated. One possible approach to this is to use the common trend framework of Stock and Watson (1988) or the Johansen (1988)'s maximum likelihood approach, which requires the estimation of a fully specified vector autoregression system –with the data requirements that involves for this framework to perform well. In addition, one could have applied the panel unit root and stationarity tests to the log of the relative series computed with respect to a base country instead of the cross-section average. In that case, the results would be sensitive to the choice of base country.

By relaxing the homogeneity assumption, we can apply the PANIC framework to the log of real GDP per worker and its sources rather than to the relative series, so that we can determine the presence of a common stochastic trend driving the observed series for each respective variable. If that was the case, there would be evidence of either pairwise stochastic or deterministic convergence, depending on whether the PANIC specification

includes deterministic linear trends or not. Most importantly for the analysis of time series convergence, PANIC can be used as a cointegration analysis among the individual series forming each of the five panels for real GDP per worker, real physical capital per worker, human capital, TFP and average annual hours worked, respectively. The system of the N series forming each panel can be decomposed into a nonstationary part explained by the common stochastic trends (\hat{r}_1) in addition to $N - \hat{r}_1$ cointegrating vectors involving stationary linear combinations of the individual series forming the panel. In short, if we find evidence of a common stochastic trend driving the observed series, combined with the existence of jointly stationary idiosyncratic series, this would indicate the presence of pairwise cointegration among the individual series involved, which would be driven by a nonstationary common factor linking all individual series (involving real GDP per worker or each of the four output sources variables) over time. This would show up as convergence patterns exhibited by the individual series over time. If the evidence, instead, indicates the existence of two common stochastic trends (rather than one), there would be $N-2$ cointegrating vectors, which would imply weaker evidence of time-series convergence relative to the case of pairwise convergence. In the extreme case in which there are no cointegrating vectors, there would be N independent common stochastic trends, and zero evidence of cross-cointegration and convergence. At the other end, if there are no common stochastic trends ($\hat{r}_1 = 0$), it means that there are N cointegrating vectors, implying linear combinations of the individual series forming each panel. This would indicate that all common factors are $I(0)$ and the individual series are stationary (Gengenbach *et al.*, 2010, p. 128).

5.2. PANIC Methodology

We first model the observed data on the variable considered (denoted by Y_{it}) expressed in log terms as the sum of a deterministic part, a common component and an idiosyncratic error term:

$$Y_{it} = D_{it} + \lambda'_i F_t + e_{it} \quad (29)$$

where λ_i is an $r \times 1$ vector of factor loadings, F_t is an $r \times 1$ vector of common factors, and e_{it} is the idiosyncratic component. D_{it} can contain a constant and a linear trend, depending on the notion of time-series convergence studied. Given that λ_i and F_t can only be estimated consistently when $e_{it} \sim I(0)$, we estimate a model in first-differences like

$\Delta Y_{it} = \lambda'_i f_t + z_{it}$, where $z_{it} = \Delta e_{it}$ and $f_t = \Delta F_t$.³⁰ We next use principal components to estimate the common factors \hat{f}_t , the corresponding factor loadings $\hat{\lambda}_i$ and the residuals $\hat{z}_{it} = \Delta Y_{it} - \hat{\lambda}'_i \hat{f}_t$, which enables us to preserve the order of integration of F_t and e_{it} . In the PANIC framework the common factors and idiosyncratic components are estimated consistently irrespective of their order of integration. As in Bai and Ng (2002), Y_{it} is normalised for each cross-section unit to have a unit variance. The common factors and the residuals are then recumulated as follows: $\hat{F}_t = \sum_{s=2}^t \hat{f}_s$ and $\hat{e}_{it} = \sum_{s=2}^t \hat{z}_{is}$, which can be used to test for a unit root in the common and idiosyncratic components, respectively.

Prior to testing for a unit root in the common and idiosyncratic components, we employ information criteria to establish the number of common factors present in the panels of real GDP per worker, real physical capital per worker, human capital, TFP and average annual hours worked. We do so with the BIC_3 information criterion:

$$BIC_3(k) = \hat{\sigma}_e^2(k) + k \hat{\sigma}_e^2(k_{\max}) \left(\frac{(N+T-k) \ln(NT)}{NT} \right) \quad (30)$$

where k is the number of factors included in the model, $\hat{\sigma}_e^2(k)$ is the variance of the estimated idiosyncratic components, and $\hat{\sigma}_e^2(k_{\max})$ is the variance of the idiosyncratic components estimated with the maximum number of factors ($k_{\max}=5$).³¹ The optimal number of common factors \hat{k} is selected by applying $\arg \min_{0 \leq k \leq 5} BIC_3(k)$. We employ the BIC_3 procedure instead of other alternatives (like the IC_p information criteria) because for a sufficiently general framework in which the idiosyncratic errors can be serially correlated and cross-correlated, the BIC_3 criterion exhibits very good properties, as shown in Tables 7 and 8 in Bai and Ng (2002). Likewise, Moon and Perron (2007, p. 387) note that the BIC_3 criterion “performs better in selecting the number of factors when $\min(N, T)$ is small (≤ 20)”. For the sake of robustness, we also present the IC_1 , IC_2 and IC_3 panel information criteria of Bai and Ng (2002), which – unlike their PC_p counterparts – do not depend on the

³⁰ This representation corresponds to the factor model with a constant. For the representation in the case of a specification with a trend for the analysis of stochastic convergence, we have $Y_{it} = c_i + \beta_i t + \lambda'_i F_t + e_{it}$, where $\Delta Y_{it} = \beta_i + \lambda'_i \Delta F_t + \Delta e_{it}$. Letting $\overline{\Delta F} = (T-1)^{-1} \sum_{t=2}^T \Delta F_t$, $\overline{\Delta e_i} = (T-1)^{-1} \sum_{t=2}^T \Delta e_{it}$, and $\overline{\Delta Y_i} = (T-1)^{-1} \sum_{t=2}^T \Delta Y_{it}$, we proceed as follows: $\Delta Y_{it} - \overline{\Delta Y_i} = \lambda'_i (\Delta F_t - \overline{\Delta F}) + (\Delta e_{it} - \overline{\Delta e_i})$. This can be rewritten as $y_{it} = \lambda'_i f_t + z_{it}$, where $y_{it} = \Delta Y_{it} - \overline{\Delta Y_i}$, $f_t = \Delta F_t - \overline{\Delta F}$ and $z_{it} = \Delta e_{it} - \overline{\Delta e_i}$.

³¹ The second argument in the loss function represents the penalty for overfitting, which tries to correct for the fact that models with a larger number of factors can at least fit as good as models with fewer common factors, but efficiency is reduced with the estimation of more factor loading parameters (Bai and Ng, 2002).

maximum number of factors. The expression for the three IC_p criteria is $\ln(\hat{\sigma}_e^2(k)) + kg(N, T)$, where $g(N, T)$ is the penalty function that depends on both T and N .

More specifically, $g(N, T)$ equals $\left(\frac{N+T}{NT}\right)\ln\left(\frac{NT}{N+T}\right)$, $\left(\frac{N+T}{NT}\right)\ln(C_{NT}^2)$ and $\frac{\ln C_{NT}^2}{C_{NT}^2}$ for IC_1 , IC_2 and IC_3 , respectively, where $C_{NT}^2 = \min(N, T)$.³²

5.2.1. Analysis of the Idiosyncratic Component

As regards the analysis of the idiosyncratic component, Bai and Ng (2004a) estimate standard ADF specifications for a unit root in the idiosyncratic series:

$$\Delta \hat{e}_{it} = \delta_{i,0} \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \delta_{i,j} \Delta \hat{e}_{i,t-j} + u_{it} \quad (31)$$

The ADF t-statistic for testing $\delta_{i,0} = 0$ is denoted by $ADF_{\hat{e}}^c(i)$ or $ADF_{\hat{e}}^{\tau}(i)$ for the cases of only a constant and a constant and a linear trend in specification (31), respectively.³³ In order to increase statistical power, Bai and Ng (2004a) employ pooled statistics based on the Fisher-type inverse chi-square tests of Maddala and Wu (1999) and Choi (2001), which can only be used when the idiosyncratic components are cross-sectionally independent.³⁴ Letting $\pi_{\hat{e}}^c(i)$ be the p-value associated with $ADF_{\hat{e}}^c(i)$, the pooled statistics are constructed as follows:³⁵

$$P_{\hat{e}}^c = -2 \sum_{i=1}^N \log \pi_{\hat{e}}^c(i) \xrightarrow{d} \chi_{(2N)}^2 \text{ for } N \text{ fixed, } T \rightarrow \infty, \quad (32)$$

$$Z_{\hat{e}}^c = \frac{-\sum_{i=1}^N \log \pi_{\hat{e}}^c(i) - N}{\sqrt{N}} \xrightarrow{d} N(0,1) \text{ for } N, T \rightarrow \infty. \quad (33)$$

³² The BIC_3 procedure developed in Bai and Ng (2002) clearly outperforms alternative information criteria, especially for short- N panels, which fits our panel dataset (see Bai and Ng, 2002, p. 205-207; Moon and Perron, 2007, p. 387; Gengenbach *et al.*, 2010, p. 134).

³³ The asymptotic distribution of $ADF_{\hat{e}}^c(i)$ is the same as the Dickey-Fuller distribution for the case of no constant, while the asymptotic distribution of the $ADF_{\hat{e}}^{\tau}(i)$ statistic is proportional to the reciprocal of a Brownian bridge.

³⁴ If the observed series are correctly decomposed into the common and idiosyncratic components, the latter should be cross-sectionally independent.

³⁵ The same holds for the case of a trend, where $\pi_{\hat{e}}^{\tau}(i)$ is the p-value associated with $ADF_{\hat{e}}^{\tau}(i)$. The pooled statistics for the trend specification for the analysis of stochastic convergence are denoted as $P_{\hat{e}}^{\tau}$ and $Z_{\hat{e}}^{\tau}$. Note that we do not pool individual unit root tests for the observed series, since under a factor structure the limiting distribution of the test would contain terms that are common across units. In contrast, “pooling of tests for \hat{e}_{it} is asymptotically valid under the more plausible assumption that \hat{e}_{it} is independent across i ” (Bai and Ng, 2004a, p. 1140).

5.2.2. Analysis of the Common Component

As far as the analysis of the common component is concerned, we proceed differently depending on whether the panel information criterion BIC_3 of Bai and Ng (2002) identifies only one common factor or more than one. In testing for non-stationarity in the common component, we employ a standard ADF statistic for the case of a single common factor ($k=1$) or a rank test when $k>1$. When the whole panel only contains a single common factor, we estimate an ADF specification for \hat{F}_t with the same deterministic components as in model (29):

$$\Delta \hat{F}_t = D_t + \gamma_0 \hat{F}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta \hat{F}_{t-j} + v_t \quad (34)$$

The corresponding ADF t-statistics are denoted by $ADF_{\hat{F}}^c$ and $ADF_{\hat{F}}^{\tau}$ and are characterised by the limiting distribution of the Dickey and Fuller (1979) test for the specifications with only a constant, and a constant and a trend, respectively. For the case of multiple common factors, the number of common stochastic trends (\hat{r}_1) present in the common factors is determined using the modified rank tests labelled as the filter test MQ_f that assumes that the non-stationary components are represented by finite order vector autoregressive processes and the corrected test MQ_c that allows the unit root processes to exhibit more general dynamics. In order to determine the number of stochastic trends in the system, we follow a sequential testing procedure, in which we first assume that the number of stochastic trends is equal to the number of common factors ($m=k$). Thus, we specify the null hypothesis that there are m stochastic trends against the alternative hypothesis of less than m common stochastic trends. If the null hypothesis is rejected, we then specify the null hypothesis of $m-1$ stochastic, continuing this process until the null hypothesis is not rejected or when $m=0$ is achieved, in which case there are no common stochastic trends. The critical values of the MQ_f and MQ_c rank statistics are provided in Table 1 in Bai and Ng (2004a).³⁶ Since the rank tests normally lack power to reject the null hypothesis, and as a result they support the existence of a number of common stochastic trends equal to the number of common factors, we apply the BIC_3 information criteria of Bai (2004) to determining the number of *non-stationary* common factors within the set of common factors previously identified. Unlike the information criteria to determine the optimal number of common factors (stationary and non-stationary) in Bai and Ng (2004a, 2004b)

³⁶ For a panel cointegration rank testing procedure with cross-section dependence, see Carrion-i-Silvestre and Surdeanu (2011).

that was applied to first-differenced data, the BIC_3 panel information criteria to determine the number of *non-stationary* common factors proposed by Bai (2004) is applied to level data. In addition, the consistency of Bai (2004)'s information criteria requires the idiosyncratic component to be $I(0)$, which we will find below to be the case.

6. PANIC Results

After having presented the econometric methodology behind the PANIC approach, we now proceed to present the results from its application. There are two main reasons for applying this framework. First, the panel unit root and stationarity tests used in Section 4 either only allow for weak forms of cross-sectional dependence or preclude the possibility of having cross-cointegration among members of the panel. Second, the PANIC approach allows us to determine the source of nonstationarity, that is, whether it is present in the idiosyncratic components and/or in the common factors. Third and most important for our analysis, the PANIC framework can be used as a cointegration testing procedure that can be applied to the log of the series, and hence does not require transforming the series into relative values with respect to their average.

6.1. Determining the Optimal Number of Common Factors

Before testing for a unit root in the idiosyncratic series and common factors in which the individual series forming each of the five panels are decomposed, we estimate the common factors through principal components and then select the number of factors present in the five panels investigated corresponding to log real GDP per worker, log real physical capital per worker, log human capital, log TFP and log average annual hours worked. Even though there are several information criteria to determine the optimal number of common factors in each panel, we base our conclusions on the BIC_3 procedure developed in Bai and Ng (2002), which outperforms alternative information criteria for short- N panels (see Bai and Ng, 2002, p. 205-207; Moon and Perron, 2007, p. 387; Gengenbach *et al.*, 2010, p. 134). Tables 12 to 16 report the results from the application of the IC_1 , IC_2 , IC_3 and BIC_3 information criteria to the five panels containing the respective variable for the sample of 21 OECD countries over the period 1970-2011. For a maximum number of common factors equal to five, the BIC_3 procedure selects two common factors in log real GDP per worker, three common factors in log real physical capital per worker, five common factors in log human capital, and two common factors in both log TFP and log average annual hours worked. In the case of the IC_p criteria, they always select the maximum number of common factors (5) for the five panels. For the reasons provided

above, we draw on the results obtained with the BIC_3 criterion which, with the exception of the human capital index, selects an optimal number of common factors lower than the maximum allowed.

[Table 12. Information Criteria. Real GDP per Worker]

[Table 13. Information Criteria. Real Physical Capital per Worker]

[Table 14. Information Criteria. Human Capital Index]

[Table 15. Information Criteria. Total Factor Productivity]

[Table 16. Information Criteria. Annual Average Hours]

6.2. Applying the PANIC Approach to Log Real GDP per Worker and Its Sources

Tables 17-21 present the results from the application of the PANIC procedures to real GDP per worker, real physical capital per worker, human capital, TFP and average annual hours worked, respectively. Panel A in each table presents the pooled Fisher-type inverse Chi-square statistics of Maddala and Wu (1999) and Choi (2001), and Panel B presents the information regarding the number of common factors and the number of common stochastic trends contained in the common factors. The number of common factors is determined with the BIC_3 criterion of Bai and Ng (2002) applied to first-differenced data. As for the number of common stochastic trends, we report the results obtained from the use of the filtered test MQ_f and the corrected test MQ_c of Bai and Ng (2004a) as well as the BIC_3 criterion of Bai (2004) applied to level data.³⁷ When the number of common stochastic trends differs across methods, we base our conclusions on the results from the BIC_3 criterion of Bai (2004) applied to level data. This is due to the fact that the rank filtered and corrected statistics normally lack statistical power to reject the null hypothesis, and as a result, they render a number of stochastic trends equal to the number of common factors. The left part of each table focuses on the results for the trend specification associated with the weaker notion of stochastic convergence, whereas the right part reports the results for the no-trend specification related to the stronger notion of deterministic convergence.

6.2.1. PANIC Analysis of Stochastic Convergence

We begin with the PANIC analysis of log real GDP per worker, whose results appear in Table 17. Panel A provides clear-cut evidence of stationary idiosyncratic components, since both pooled Fisher-type panel unit root statistics strongly reject the null hypothesis of

³⁷ In the bottom part of Tables 17-21, we provide the step-down testing procedures containing the statistics of the filtered statistic MQ_f and the corrected statistic MQ_c for each step, along with 1%, 5% and 10% critical values.

joint non-stationarity in the idiosyncratic series forming the panel at the 1% level of significance. Panel B provides clear-cut evidence of the existence of two common stochastic trends contained in the two common factors. The three procedures employed, i.e., MQ_f and MQ_c of Bai and Ng (2004a) and the BIC_3 criterion of Bai (2004), all support the same finding. Hence, the presence of a jointly stationary idiosyncratic component combined with the presence of two common stochastic trends driving the observed series of log real GDP per worker gives support to the existence of stochastic convergence among the OECD countries over the period 1970-2011. Of course, the fact that there are two common stochastic trends (rather than one) precludes the possibility of pair-wise cointegration among individual series of log real GDP per worker, which would constitute stronger evidence of stochastic convergence –since each individual series would be cointegrated with one another and hence there would be convergence among each of the pairs.

[Table 17. PANIC Analysis of Log Real GDP per Worker]

As regards the log of real physical capital per worker, Panel A of Table 18 provides strong evidence of stationarity in the idiosyncratic component, since the joint unit root null hypothesis is strongly rejected with the pooled inverse Chi-square statistics of Maddala and Wu (1999) and Choi (2001). In addition, Panel B provides evidence of the existence of three common stochastic trends contained in the three common factors identified with the BIC_3 procedure of Bai and Ng (2002). This occurs irrespective of the use of the MQ_f and MQ_c rank tests of Bai and Ng (2004a) or the BIC_3 criterion of Bai (2004) applied to level data. Thus, the presence of three common stochastic trends responsible for the non-stationarity in the observed series supports the existence of stochastic convergence driven by the $N-3=18$ cointegrating vectors representing stationary linear combinations among otherwise non-stationary individual series. Hence, the evidence of stochastic convergence in real physical capital per worker is weaker than for the case of real GDP per worker that exhibited a lower number of common stochastic trends.

[Table 18. PANIC Analysis of Log Real Physical Capital per Worker]

As far as the log of human capital is concerned, Table 19 reports evidence of stationarity of the idiosyncratic component (Panel A) as well as of the presence of three common stochastic trends contained in the five common factors (according to the BIC_3 criterion of Bai (2004)). Thus, the evidence supportive of stochastic convergence in human

capital levels is similar to that found for real physical capital per worker, also characterised by three common stochastic trends driving the observed series.

[Table 19. PANIC Analysis of Log Human Capital Index]

In relation to log TFP, Table 20 provides evidence of a stationary idiosyncratic component (as the joint unit root null hypothesis is strongly rejected with the Fisher-type pooled statistics), in combination with the existence of a single common stochastic trend contained in the two common factors, which drives the non-stationarity of individual log TFP series. Therefore, the evidence of stochastic convergence is the strongest within the set of variables under study because there is pairwise cointegration among individual log TFP series, as given by the $N-1=20$ cointegrating relationships rendering stationary linear combinations among individual log TFP pairs.

[Table 20. PANIC Analysis of Log Total Factor Productivity]

Finally, Table 21 presents evidence consistent with a stationary idiosyncratic component along with two common stochastic trends for log average annual hours worked, irrespective of the procedure used to determine the number of common stochastic trends present in the common factors. Thus, the evidence of stochastic convergence appears similar to the case of real GDP per worker, which also exhibited two common stochastic trends along with 19 cointegrating relationships among pairs of individual series.

[Table 21. PANIC Analysis of Log Annual Average Hours]

6.2.2. PANIC Analysis of Deterministic Convergence

The results for the stronger concept of deterministic convergence, which requires the absence of deterministic linear trends in the specification, are presented in the right part of Tables 17-21 for each respective series. Except for the case of log TFP, the analysis of deterministic convergence provides similar results to those obtained above for the analysis of stochastic convergence in the cases of real GDP per worker, real physical capital per worker, human capital and average annual hours worked. In these four cases, the Fisher-type inverse Chi-square panel statistics of Maddala and Wu (1999) and Choi (2001) provided evidence of stationarity in the idiosyncratic component. This was coupled with the presence of either two common stochastic trends in real GDP per worker and average annual hours worked or three common stochastic trends in the cases of real physical capital per worker and human capital.

However, in the case of log TFP, the analysis of deterministic convergence provides completely different results from that of stochastic convergence. As Panel A of Table 20 shows, the pooled Fisher-type statistics fail to reject the null hypothesis of joint-nonstationarity in the idiosyncratic component. This, combined with the existence of one common stochastic trend, provides evidence of a lack of deterministic convergence and absence of pairwise cointegration among individual log TFP series for the no-trend PANIC specification.

6.3. Discussion of Results

Overall, the analysis of stochastic convergence provided strong evidence of convergence patterns in the series of log TFP, as given by the existence of pairwise cointegration among individual series, as well as weaker evidence of convergence in real GDP per worker and average annual hours worked (which exhibited two common stochastic trends) and yet weaker evidence of convergence in real physical capital per worker and human capital (which exhibited three common stochastic trends). As for the analysis of deterministic convergence, there is some evidence of convergence in real GDP per worker and average annual hours worked, and to a lower extent in real physical capital per worker and human capital, but the evidence for log TFP points to a lack of deterministic convergence.

In sum, the five series are characterised by some degree of stochastic convergence, whereas only four of them (all but log TFP) display some degree of deterministic convergence over the past four decades. Given that deterministic convergence implies stochastic convergence but not the other way around, we can conclude arguing that real GDP per worker, real physical capital per worker, human capital and average annual hours worked exhibit some degree of deterministic convergence, whereas TFP series display a high degree of stochastic convergence (as given by pairwise convergence).

7. Concluding Remarks

The increasing availability of cross-country datasets as well as the different predictions of neoclassical and endogenous growth theory regarding cross-country convergence dynamics have brought about an intense debate among economists, economic historians and policy makers on the existence of income convergence across countries and regions. Several indicators of cross-sectional convergence are studied in the literature. They include absolute β -convergence, which implies that countries starting from a high level of output are expected to exhibit lower output growth than countries beginning with

low output levels. Conditional β -convergence entails that convergence occurs after controlling for country-specific steady state factors such as accumulation rates and population growth. In addition, σ -convergence tracks the inter-temporal change in a measure of dispersion with the aim of establishing whether there is a tendency for cross-country income differences to decline over time. However, according to Quah (1993), Bernard and Durlauf (1996) and Evans and Karras (1996), cross-section tests of β -convergence are problematic.

As a response to this, Carlino and Mills (1993) proposed the notion of stochastic convergence, which implies that shocks to per capita income levels relative to the average of the group are temporary, thus leading the series to revert towards their respective equilibrium level of relative income. However, as Li and Papell (1999) noted, the notion of stochastic convergence implies that the log of relative income is trend stationary, and thus constitutes a weak notion of convergence. This is due to the fact that it allows for time-varying permanent differences in per capita income levels across countries through the presence of a linear trend in the deterministic component of the trend function. Hence, Li and Papell (1999) proposed a stronger definition of convergence, called deterministic convergence, implying that the log of relative income is mean stationary. Therefore, the elimination of both deterministic and stochastic trends means that income levels in one country move in parallel over the long run relative to average levels. Thus, deterministic convergence implies stochastic convergence, but not the other way around.

This paper has studied the existence of stochastic and deterministic convergence of real output per worker and the sources of output (real physical capital per worker, human capital per worker, TFP and average annual hours worked) in 21 countries over the period 1970-2011. For that purpose, we have applied a large battery of panel unit root and stationarity tests, all robust to the presence of cross-sectional dependence. By using these panel tests we can be more confident that non-rejections of the null of a unit root are not caused by the low power of conventional unit root tests of the ADF-type. A major novelty of our study compared to previous ones is that we investigate the existence of convergence patterns in the series of physical capital per worker, human capital, TFP and annual hours worked, which constitute the main sources of output.

The formal analysis of the presence of cross-sectional dependence in our panels of real GDP per worker and its sources has thrown strong evidence of cross-correlation in the innovations forming the panels studied. Therefore, we have employed the recently

developed panel unit root tests of Choi (2006), Chang (2002), Smith *et al.* (2004), Moon and Perron (2004), Breitung and Das (2005) and Pesaran (2007), which all explicitly allow for cross-sectional dependence. We have complemented that analysis with panel stationarity tests that take joint stationarity as the null hypothesis, since rejection of the null hypothesis of non-stationarity in panel unit root testing generally indicates that at least one individual series (but not necessarily all) is converging to the average of the group. Thus, it makes more sense to have stationarity as the null hypothesis to be tested, since failure to reject the null in this case would imply that all countries are stochastically or deterministically converging. Hence, we have conducted such a confirmatory analysis with the panel stationarity tests proposed by Hadri (2000) and Harris *et al.* (2005), which allow for general forms of cross-sectional dependence through bootstrap methods or a factor structure, respectively.

Overall, the analysis using these panel unit root and stationarity tests has failed to provide clear-cut evidence of convergence (either stochastic or deterministic) either in real GDP per worker or in real physical capital per worker, human capital, TFP and average annual hours worked. Except for the panel unit root tests of Moon and Perron (2004) and Choi (2006), the other panel unit root statistics of Chang (2002), Smith *et al.* (2004), Breitung and Das (2005) and Pesaran (2007) as well as the panel stationarity tests of Hadri (2000) and Harris *et al.* (2005) have not generally supported the convergence hypothesis. Rather the opposite, the evidence has lent support to a lack of deterministic convergence, particularly for TFP and to a lower extent real GDP per worker, real physical capital per worker and average annual hours worked. The evidence has appeared clearly mixed for the human capital index, as given by a more balanced account of the panel procedures that support one or the other hypothesis.

The lack of consistent evidence in favour of or against either stochastic or deterministic convergence has led us to employ the less restrictive PANIC approach developed by Bai and Ng (2004a). Unlike several second-generation panel unit root tests used above such as the non-linear IV panel unit root tests of Chang (2002), the bootstrap panel unit root tests of Smith *et al.* (2004), the Breitung and Das (2005) test and the bootstrap version of the panel stationarity test of Hadri (2000) that only allow for weak forms of cross-sectional dependence such as contemporaneous short-run cross-correlation, the PANIC approach, by modeling cross-sectional dependence through a factor structure, is able to allow for stronger forms of cross-dependence such as cross-sectional cointegration. The PANIC approach is also superior to other factor-based panel unit root

tests like those of Pesaran (2007) and Moon and Perron (2004), which either allow for only one common factor or exhibit size distortions –as the common trends may be confused with the common factors and thus removed from the data in the defactoring process. In addition, unlike other factor-based panel unit root statistics that assume the same order of integration for both the common and idiosyncratic components, the PANIC framework is flexible enough as to allow for a different order of integration in both components.

Furthermore, the analysis with panel unit root and stationarity tests other than PANIC has the conceptual limitation that, by applying the panel unit root and stationarity statistics to the log of the relative series, one has implicitly assumed a common slope of unity in the relationship between the log of a series and the log of the average. This implies that homogeneity is imposed for all i , without being previously tested before the panel unit root and stationarity tests were applied to the relative series. As argued above, a less restrictive approach consists of testing for a single common stochastic trend among a set of $I(1)$ series. Pairwise convergence would be confirmed through the existence of $N-1$ cointegrating vectors among the N countries investigated. Thus, we have relaxed the homogeneity assumption by applying the PANIC framework to the log of real GDP per worker and its sources (rather than to the relative series) with the aim of determining the presence of a common stochastic trend driving the observed series for each respective variable. If that was the case, there would be evidence of either stochastic or deterministic convergence, depending on whether the PANIC specification includes deterministic linear trends or not.

Put it differently, PANIC can act as a cointegration framework so that the system of the N series forming each panel can be decomposed into a nonstationary part explained by the common stochastic trends ($\hat{\tau}_1$) and a stationary part composed of $N - \hat{\tau}_1$ cointegrating vectors involving stationary linear combinations of the individual series forming the panel. In short, the evidence of a common stochastic trend driving the observed series, coupled with jointly stationary idiosyncratic series, would lend support to the presence of pairwise cointegration among the individual series involved, which would be driven by a nonstationary common factor linking all individual series (involving either real GDP per worker or each of the four output sources variables) over time. This would show up as convergence patterns exhibited by the individual series over time. If the evidence, instead, indicates the existence of two common stochastic, there would be $N-2$ cointegrated vectors, which would imply weaker evidence of time-series convergence relative to the case of pairwise convergence. In the extreme case in which there are no cointegrating vectors,

there would be N independent common stochastic trends, and zero evidence of cross-cointegration and convergence.

Taken as a whole, PANIC has improved over the other panel procedures employed in this study, thus rendering much more clear-cut evidence regarding the extent of stochastic and/or deterministic convergence in output per worker and its sources. More specifically, the analysis of stochastic convergence has provided strong evidence of convergence patterns in the series of log TFP, as given by the existence of pairwise cointegration and convergence among individual series, as well as weaker evidence of convergence in real GDP per worker and average annual hours worked (which exhibited two common stochastic trends) and yet weaker evidence of convergence in real physical capital per worker and human capital (which exhibited three common stochastic trends). As for the analysis of deterministic convergence, there is some evidence of convergence in real GDP per worker and average annual hours worked, and to a lower extent in real physical capital per worker and human capital, but the evidence for log TFP points to a lack of deterministic convergence.

Given that deterministic convergence implies stochastic convergence but not the other way around, we can conclude by arguing that real GDP per worker, real physical capital per worker, human capital and average annual hours worked exhibit some degree of deterministic convergence, whereas TFP series display a high degree of stochastic convergence (as given by pairwise convergence). This means that countries' TFP series are engaged in an ongoing process of narrowing of the technological gap (known as catching-up) among economies that have not yet converged. This in turn may imply that the cross-boundary adoption and convergence of technological advances is not automatic as the view that technology is a public good would predict. In addition, most of the individual series forming the panels of real GDP per worker, real physical capital per worker, human capital and average annual hours are characterised by the attainment of long-run convergence, in which countries achieve full convergence to their respective steady-state equilibrium value.

The finding of long-run convergence in both output per worker and the inputs series given by physical capital per worker, human capital and average annual hours worked is broadly consistent with the predictions of neoclassical growth theory, which emphasises the accumulation of inputs as the driving force behind convergence. Notwithstanding, even though long-run technological convergence has not yet been attained, the presence of catching-up in technology (as given by the finding of stochastic convergence in TFP) has

in all likelihood also contributed to the attainment of long-run convergence in labour productivity. Following the insights from Bernard and Jones (1996a), who placed heavy emphasis on the role of technology transfer in driving convergence, to the extent that technological advances are made by high-income countries and then flow to technological laggards, one should expect to find long-run technological convergence among those countries adopting existing technology from the innovators, but not necessarily among those countries forming the latter group. Our results have lent support to this line of argumentation since they have not favoured the existence of deterministic convergence in TFP among OECD countries over the past four decades.³⁸

In future work, it will be interesting to conduct a sectoral-level analysis of TFP convergence to determine which sector(s) might be responsible for this lack of long-run technological convergence. Using both time-series and cross-section tests of convergence at the sectoral level, Bernard and Jones (1996b,c) provided strong evidence of convergence in output per worker and TFP in services but not in manufacturing for 14 OECD countries during 1970-1987. Therefore, by applying in future work the analysis of stochastic and deterministic convergence to industry-level data over the period 1970-2011, we will be able to determine whether the lack of technological convergence in manufacturing found by Bernard and Jones (1996a, b) during the first half of the period under scrutiny carries over to the second half. This would in turn indicate that international movements of capital, mostly articulated via the manufacturing sector, have not contributed much to convergence through the diffusion of technology.

References

- Attfield, C.L.F. (2003): “Structural breaks and convergence in output growth in the EU”, University of Bristol, Department of Economics, Discussion Paper No. 03/544.
- Backus, D., Kehoe, P. and Kydland, F. (1992): “International real business cycles”, *Journal of Political Economy*, **100** (4), pp. 745-775.
- Badunenko, O. and Romero-Ávila, D. (2013): “Financial development and the sources of growth and convergence”, *International Economic Review*, **54** (2), pp. 629-663.
- Badunenko, O. and Romero-Ávila, D. (2014): “Productivity growth across Spanish regions and industries: A production-frontier approach”, *Regional Studies*, **48** (7), pp. 1242-1262.

³⁸ See also Miller and Upadhyay (2002) for weak evidence of convergence in TFP for the panel data regressions in the high-income group.

- Bai, J. (2004): “Estimating cross-section common stochastic trends in nonstationary panel data”, *Journal of Econometrics*, **122** (1), pp. 137-183.
- Bai, J. and Ng, S. (2002): “Determining the number of factors in approximate factor models”, *Econometrica*, **70** (1), pp. 191-221.
- Bai, J. and Ng, S. (2004a): “A PANIC Attack on unit roots and cointegration”, *Econometrica*, **72** (4), pp. 1127-1177.
- Bai, J. and Ng, S. (2004b): “A new look at panel testing of stationarity and the PPP hypothesis”, in Andrews, D.W. and Stock, J. (Eds.): *Identification and inference in econometric models: Essays in honor of Thomas J. Rothenberg*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 426-450.
- Banerjee, A., Marcellino, M. and Osbat, C. (2005): “Testing for PPP: Should we use panel methods?”, *Empirical Economics*, **30** (1), pp. 77-91.
- Barro, R.J. (1991): “Economic growth in a cross section of countries”, *The Quarterly Journal of Economics*, **106** (2), pp. 407-443.
- Barro, R.J. and Lee, J.W. (2013): “A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010”, *Journal of Development Economics*, **104**, pp. 184-198.
- Barro, R.J. and Sala-i-Martin, X. (1992): “Convergence”, *Journal of Political Economy*, **100** (2), pp. 223-251.
- Barro, R.J. and Sala-i-Martin, X. (1995): *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York.
- Baumol, W.J. (1986): “Productivity growth, convergence and welfare: What the long-run data show”, *American Economic Review*, **76** (5), pp. 1072-1085.
- Ben-David, D. (1994): “Convergence clubs and diverging economies”, Centre for Economic Policy Research (CEPR), Discussion Paper No. 922.
- Bernard, A.B. and Durlauf, S.N. (1995): “Convergence in international output”, *Journal of Applied Econometrics*, **10** (2), pp. 97-108.
- Bernard, A.B. and Durlauf, S.N. (1996): “Interpreting tests of the convergence hypothesis”, *Journal of Econometrics*, **71** (1-2), pp. 161-173.
- Bernard, A.B. and Jones, C.I. (1996a): “Technology and convergence”, *The Economic Journal*, **106** (437), pp. 1037-1044.
- Bernard, A.B. and Jones, C.I. (1996b): “Comparing apples to oranges: Productivity convergence and measurement across industries and countries”, *American Economic Review*, **86** (5), pp. 1216-1238.

- Bernard, A.B. and Jones, C.I. (1996c): "Productivity across industries and countries: Time series theory and evidence", *The Review of Economics and Statistics*, **78** (1), pp. 135-146.
- Breitung, J. and Das, S. (2005): "Panel unit root tests under cross-sectional dependence", *Statistica Neerlandica*, **59** (4), pp. 414-433.
- Breitung, J. and Pesaran, M.H. (2008): "Unit roots and cointegration in panels", in Matyas, L. and Sevestre, P. (Eds.): *The econometrics of panel data: Fundamentals and recent developments in theory and practice*, Springer-Verlag, Berlin, pp. 279-322.
- Breusch, T.S. and Pagan, A.R. (1980): "The Lagrange multiplier test and its application to model specifications in econometrics", *The Review of Economic Studies*, **47** (1), pp. 239-253.
- Carlino, G.A. and Mills, L.O. (1993): "Are U.S. regional economies converging? A time series analysis", *Journal of Monetary Economics*, **32** (2), pp. 335-346.
- Carrion-i-Silvestre, J.L., Del Barrio-Castro, T. and López-Bazo, E. (2005): "Breaking the panels: An application to the GDP per capita", *The Econometrics Journal*, **8** (2), pp. 159-175.
- Carrion-i-Silvestre, J. and Surdeanu, L. (2011): "Panel cointegration rank testing with cross-section dependence", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, **15** (4), Article 4.
- Chang, Y. (2002): "Nonlinear unit root tests in panels with cross-sectional dependency", *Journal of Econometrics*, **110** (2), pp. 261-292.
- Cheung, Y.Y. and Garcia Pascual, A. (2004): "Testing for output convergence: A re-examination", *Oxford Economic Papers*, **56** (1), pp. 45-63.
- Choi, I. (2001): "Unit root tests for panel data", *Journal of International Money and Finance*, **20** (2), pp. 249-272.
- Choi, I. (2006): "Combination unit root tests for cross-sectionally correlated panels", in Corbae, D., Durlauf, S.N. and Hansen, B.E. (Eds.): *Econometric theory and practice: Frontiers of analysis and applied research. Essays in Honor of Peter C. B. Phillips*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 311-334.
- Christiano, L.J. and Eichenbaum, M. (1990): "Unit roots in real GNP: Do we know and do we care?", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, **32** (1), pp. 7-61.
- Dawson, J.W. and Sen, A. (2007): "New evidence on the convergence of international income from a group of 29 countries", *Empirical Economics*, **33** (2), pp. 199-230.

- DeJong, D.N., Nankervis, J., Savin, N.E. and Whiteman, C.H. (1992): "The power problems of unit root tests in time series with autoregressive errors", *Journal of Econometrics*, **53** (1-3), pp. 323-343.
- De Long, J.B. (1988): "Productivity growth, convergence and welfare: Comment", *American Economic Review*, **78** (5), pp. 1138-1154.
- Devereux, M., Gregory, A. and Smith, G. (1992): "Realistic cross-country consumption correlations in a two-country, equilibrium, business-cycle model", *Journal of International Money and Finance*, **11** (1), pp. 3-16.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, **74** (366), pp. 427-431.
- Dowrick, S. and Nguyen, D.T. (1989): "OECD comparative economic growth 1950-1985: Catch-up and convergence", *American Economic Review*, **79** (5), pp. 1010-1030.
- Ericsson, N., Irons, J. and Tryon, R.W. (2001): "Output and inflation in the long-run", *Journal of Applied Econometrics*, **16** (3), pp. 241-253.
- Evans, P. and Karras, G. (1996): "Convergence revisited", *Journal of Monetary Economics*, **37** (2), pp. 249-265.
- Feenstra, R.C., Inklaar, R. and Timmer, M.P. (2013a): "PWT8.0: A user guide", Groningen Growth and Development Centre, University of Groningen.
- Feenstra, R.C., Inklaar, R. and Timmer, M.P. (2013b): "Technical guide to PWT8.0", Groningen Growth and Development Centre, University of Groningen.
- Feenstra, R.C., Inklaar, R. and Timmer, M.P. (2015): "The next generation of the Penn World Table", *American Economic Review*, **105** (10), pp. 3150-3182.
- Fleissig, A. and Strauss, J. (2001): "Panel unit-root tests of OECD stochastic convergence", *Review of International Economics*, **9** (1), pp. 153-162.
- Gengenbach, C., Palm, F.C. and Urbain, J.P. (2010): "Panel unit root tests in the presence of cross-sectional dependencies: Comparisons and implications for modelling", *Econometric Reviews*, **29** (2), pp. 111-145.
- Grier, K. and Grier, R. (2007): "Only income diverges: A neoclassical anomaly", *Journal of Development Economics*, **84** (1), pp. 25-45.
- Hadri, K. (2000): "Testing for stationarity in heterogeneous panel data", *The Econometrics Journal*, **3** (2), pp. 148-161.

- Harris, D., Leybourne, S.J. and McCabe, B.P.M. (2005): "Panel stationarity tests for purchasing power parity with cross-sectional dependence", *Journal of Business and Economic Statistics*, **23** (4), pp. 395-409.
- Im, K.S. and Pesaran, M.H. (2003): "On the panel unit root tests using nonlinear instrumental variables", Cambridge University, mimeo.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y. (2003): "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, **115** (1), pp. 53-74.
- Inklaar, R. and Timmer, M.P. (2013): "Capital, labor and TFP in PWT8.0", Groningen Growth and Development Centre, University of Groningen.
- Islam, N. (1995): "Growth empirics: A panel data approach", *The Quarterly Journal of Economics*, **110** (4), pp. 1127-1170.
- Johansen, S. (1988): "Statistical analysis of cointegrating vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12** (2-3), pp. 231-254.
- Johnson, S., Larson, W., Papageorgiou, C. and Subramanian, A. (2013): "Is newer better? Penn World Table revisions and their impact on growth estimates", *Journal of Monetary Economics*, **60** (2), pp. 255-274.
- Karlsson, S. and Lothgren, M. (2000): "On the power and interpretation of panel unit root tests", *Economics Letters*, **66** (3), pp. 249-255.
- Kuo, B.S. and Mikkola, A. (2001): "How sure are we about purchasing power parity: Panel evidence with the null of stationary exchange rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, **33** (3), pp. 767-789.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992): "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?", *Journal of Econometrics*, **54** (1-3), pp. 159-178.
- Levin, A., Lin, C.F. and Chu, C.S. (2002): "Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties", *Journal of Econometrics*, **108** (1), pp. 1-24.
- Leybourne, S.J. (1995): "Testing for unit roots using forward and reverse Dickey-Fuller regressions", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **57** (4), pp. 559-571.
- Li, Q. and Papell, D.H. (1999): "Convergence of international output: Time series evidence for 16 OECD countries", *International Review of Economics and Finance*, **8** (3), pp. 267-280.
- Loewy, M.B. and Papell, D.H. (1996): "Are U.S. regional incomes converging? Some further evidence", *Journal of Monetary Economics*, **38** (3), pp. 587-598.

- Lucas, R.E. (1988): "On the mechanics of economic development", *Journal of Monetary Economics*, **22**, pp. 3-42.
- Maddala, G.S. and Wu, S. (1999): "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **61** (S1), pp. 631-652.
- Maddison, A. (2003): *The World Economy: Historical Statistics*, Development Center Studies, OECD, Paris.
- Mankiw, N.G., Romer, D. and Weil, D. (1992): "A contribution to the empirics of economic growth", *The Quarterly Journal of Economics*, **107** (2), pp. 407-437.
- Miller, S. and Upadhyay, M.P. (2002): "Total factor productivity and the convergence hypothesis", *Journal of Macroeconomics*, **24** (2), pp. 267-286.
- Moon, H.R. and Perron, B. (2004): "Testing for a unit root in panels with dynamic factors", *Journal of Econometrics*, **122** (1), pp. 81-126.
- Moon, H.R. and Perron, B. (2007): "An empirical analysis of nonstationarity in a panel of interest rates with factors", *Journal of Applied Econometrics*, **22** (2), pp. 383-400.
- Newey, W. and West, K. (1994): "Automatic lag selection and covariance matrix estimation", *Review of Economic Studies*, **61** (4), pp. 631-653.
- Ng, S. and Perron, P. (1995): "Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag", *Journal of the American Statistical Association*, **90** (429), pp. 268-281.
- O'Connell, P. (1998): "The overvaluation of purchasing power parity", *Journal of International Economics*, **44** (1), pp. 1-19.
- Oxley, L. and Greasley, D. (1995): "A time-series perspective on convergence: Australia, the UK and USA since 1870", *Economic Record*, **71** (3), pp. 259-270.
- Pantula, S.G., González-Farías, G. and Fuller, W.A. (1994): "A comparison of unit-root test criteria", *Journal of Business and Economic Statistics*, **12** (4), pp. 449-459.
- Perron, P. (1989): "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", *Econometrica*, **57** (6), pp. 1361-1401.
- Pesaran, M.H. (2004): "General diagnostic tests for cross section dependence in panels", Institute for the Study of Labor (IZA), Discussion Paper Series, DP No. 1240.
- Pesaran, M.H. (2007): "A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence", *Journal of Applied Econometrics*, **22** (2), pp. 265-312.
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, **75** (2), pp. 335-346.

- Psacharopoulos, G. (1994): "Returns to investment in education: A global update", *World Development*, **22** (9), pp. 1325-1343.
- Quah, D.T. (1992): "International patterns of growth: I. Persistence in cross-country disparities", London School of Economics and Political Science (LSE), Working Paper.
- Quah, D.T. (1993): "Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, **95** (4), pp. 427-443.
- Romer, P.M. (1986): "Increasing returns and long-run growth", *Journal of Political Economy*, **94** (5), pp. 1002-1037.
- Romer, P.M. (1990): "Endogenous technological change", *Journal of Political Economy*, **98** (5), pp. S71-S102.
- Romero-Ávila, D. (2009): "The convergence hypothesis for OECD countries reconsidered: Panel data evidence with multiple breaks, 1870-2003", *The Manchester School*, **77** (4), pp. 552-574.
- Rudebusch, G.D. (1993): "The uncertain unit root in real GNP", *American Economic Review*, **83** (1), pp. 264-272.
- Shin, Y. and Snell, A. (2006): "Mean group tests for stationarity in heterogeneous panels", *The Econometrics Journal*, **9** (1), pp. 123-158.
- Smith, L.V., Leybourne, S., Kim, T. and Newbold, P. (2004): "More powerful panel data unit root tests with an application to the mean reversion in real exchange rates", *Journal of Applied Econometrics*, **19** (2), pp. 147-170.
- Solow, R.M. (1956): "A Contribution to the theory of economic growth", *The Quarterly Journal of Economics*, **70** (1), pp. 65-94.
- Strazicich, M.C., Lee, J. and Day, E. (2004): "Are incomes converging among OECD countries? Time series evidence with two structural breaks", *Journal of Macroeconomics*, **26** (1), pp. 131-145.
- Strauss, J. and Yigit, T. (2003): "Shortfalls of panel unit root testing", *Economics Letters*, **81** (3), pp. 309-313.
- Summers, R. and Heston, A. (1991): "The Penn World Table (Mark 5): An expanded set of international comparisons, 1950-1988", *The Quarterly Journal of Economics*, **106** (2), pp. 327-368.
- Stock, J.H. and Watson, M.W. (1988): "Testing for common trends", *Journal of the American Statistical Association*, **83** (404), pp. 1097-1107.

- Taylor, M.P. and Sarno, L. (1998): “The behavior of real exchange rates during the Post-Bretton Woods period”, *Journal of International Economics*, **46** (2), pp. 281-312.
- Tomljanovich, M. and Vogelsang, T.J. (2002): “Are U.S. regions converging? Using new econometric methods to examine old issues”, *Empirical Economics*, **27** (1), pp. 49-62.

FIGURES

Figure 1. Log Real GDP per Worker

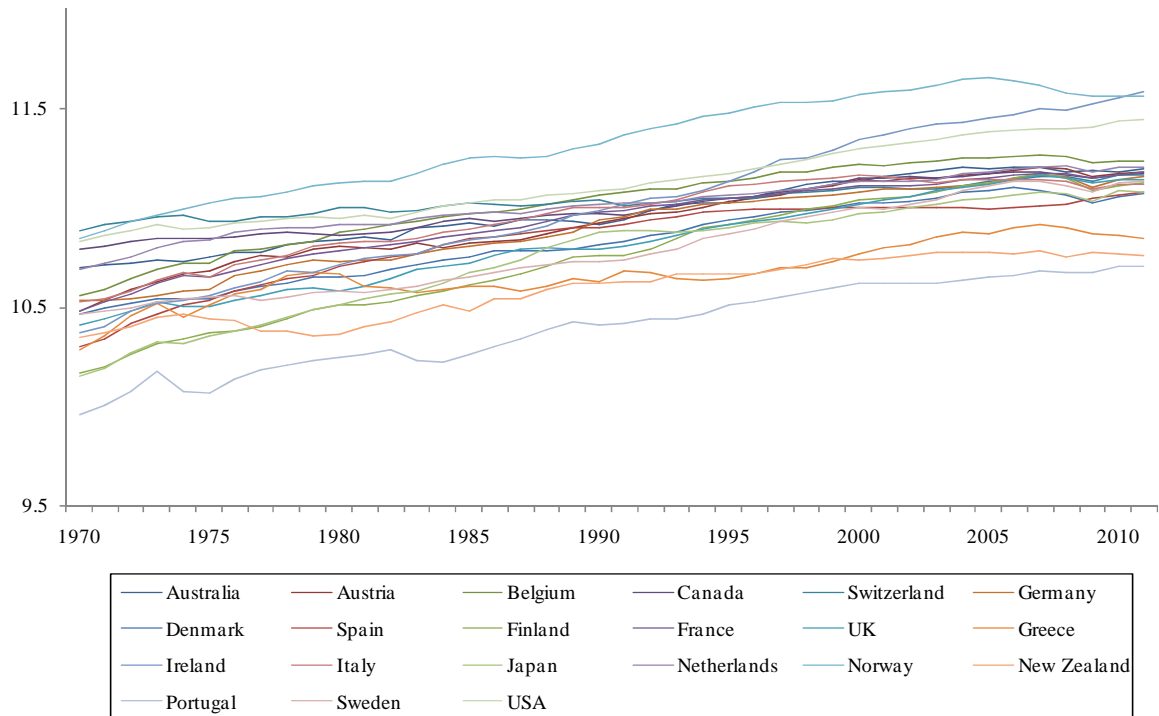


Figure 2. Log Real Physical Capital per Worker

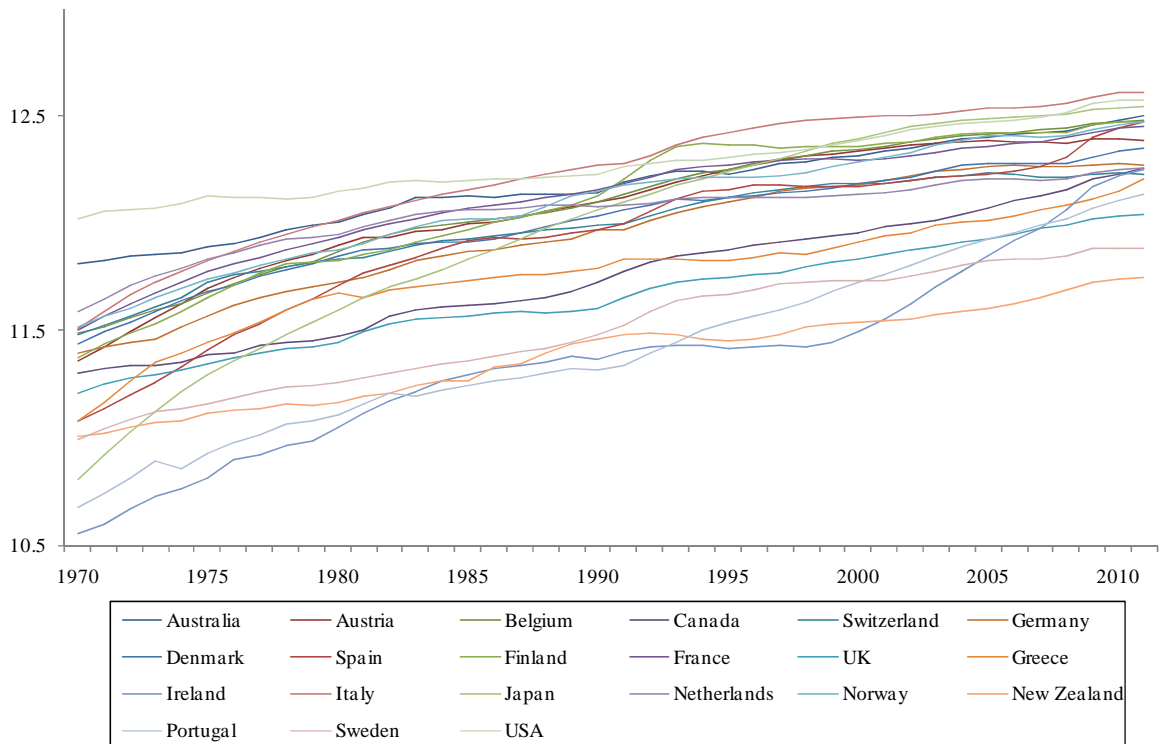


Figure 3. Log Human Capital Index

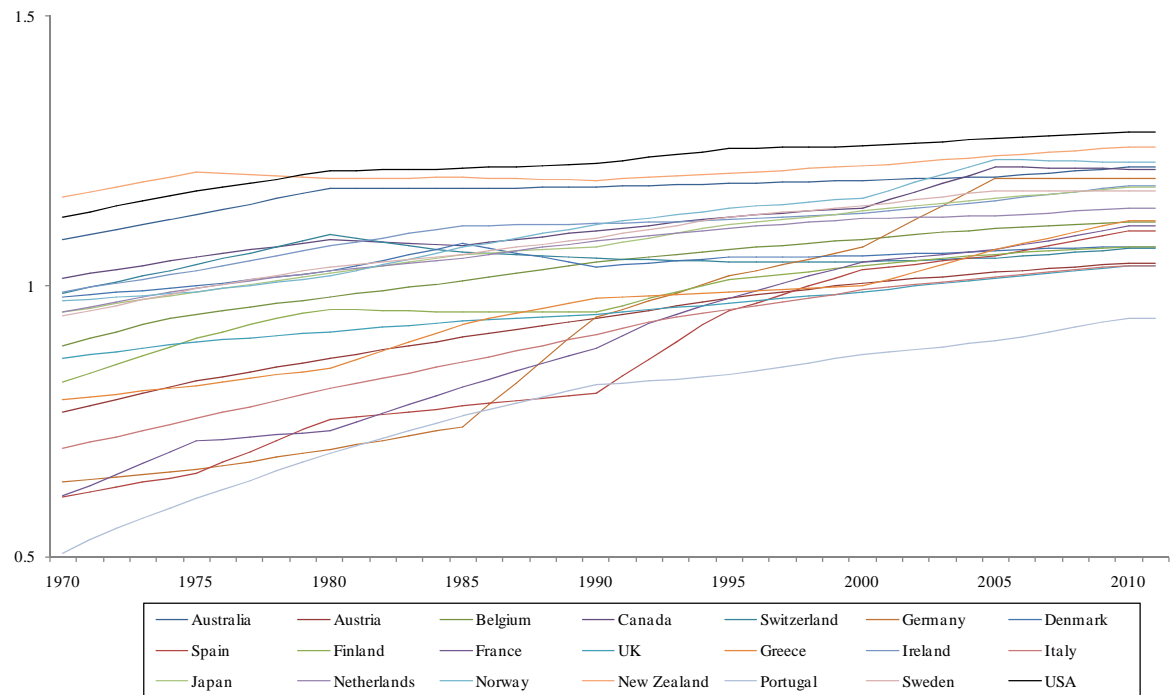


Figure 4. Log Total Factor Productivity

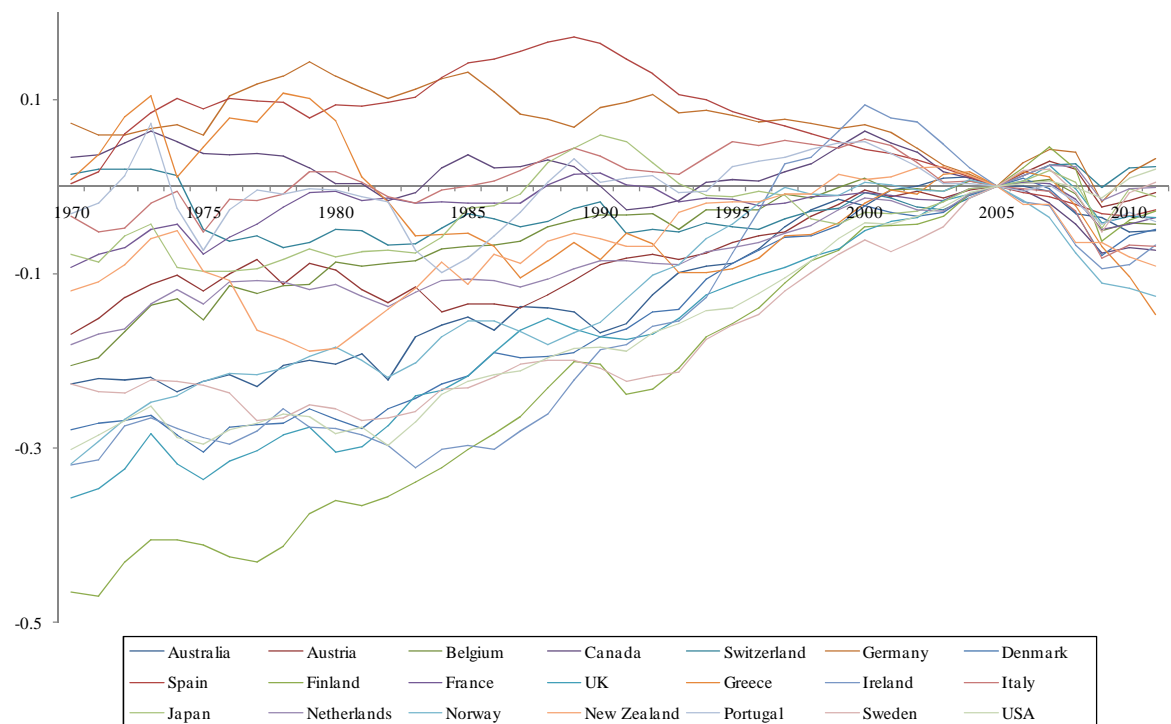


Figure 5. Log Annual Average Hours

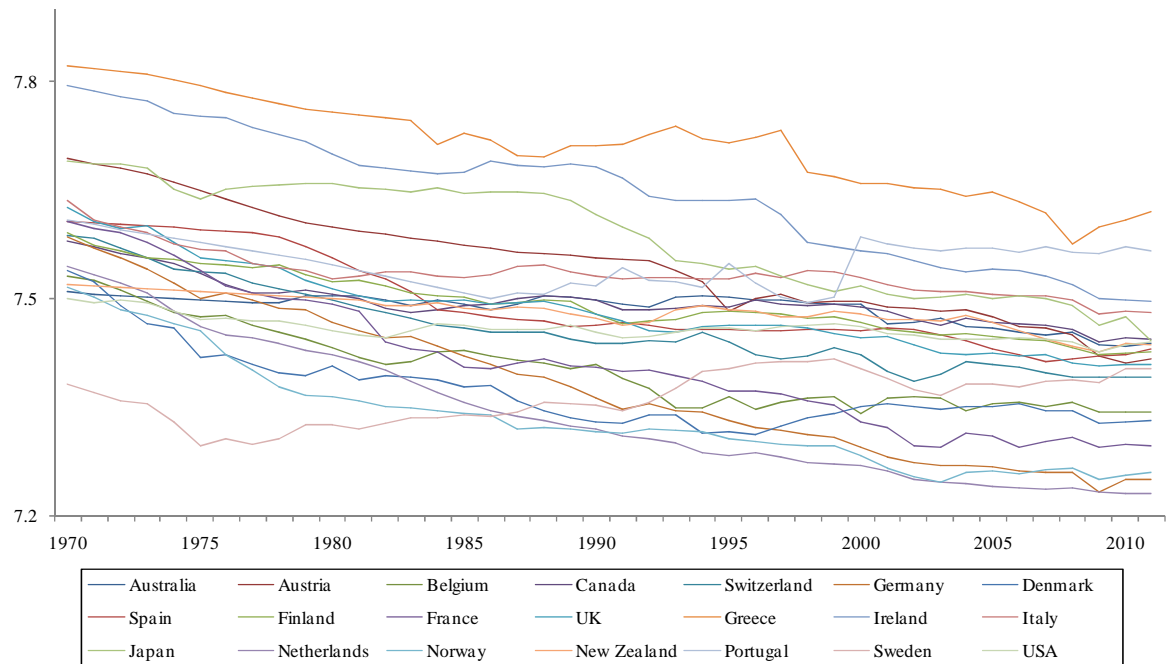


Figure 6. σ -Convergence: Real GDP per Worker

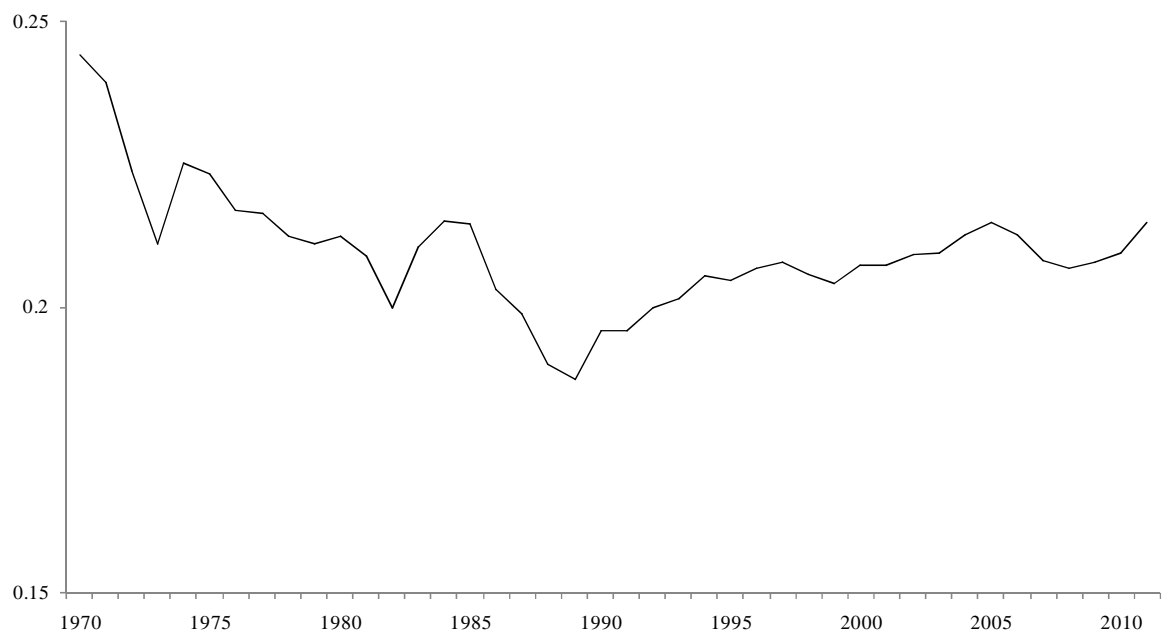


Figure 7. σ -Convergence: Real Physical Capital per Worker

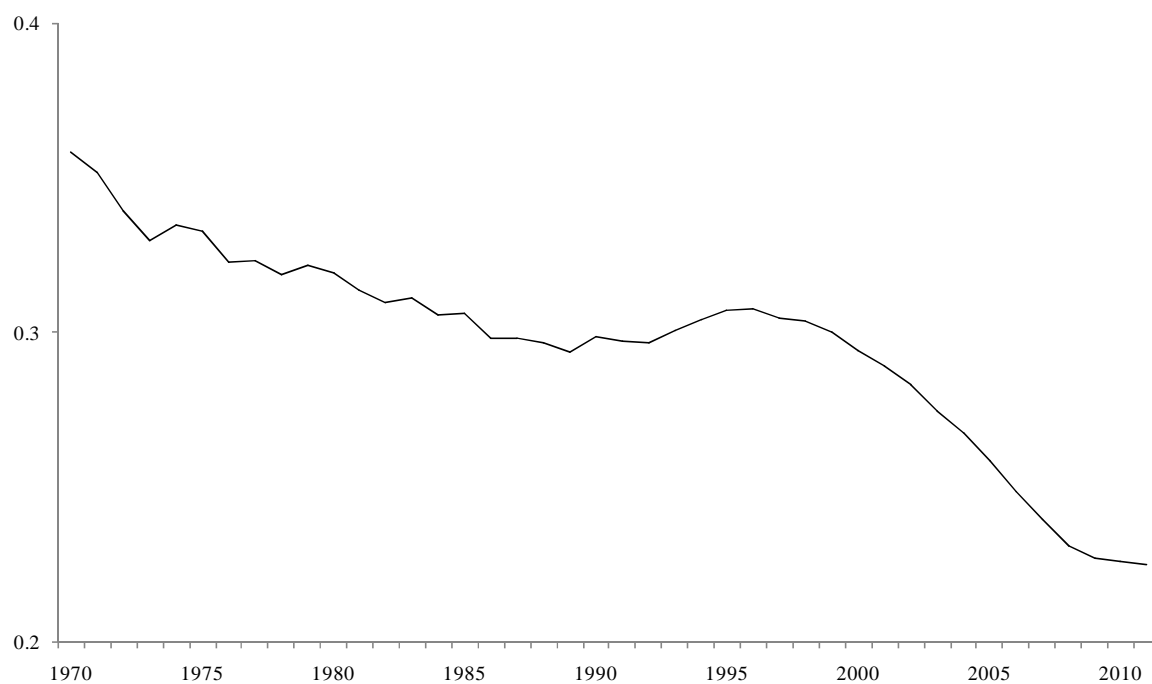


Figure 8. σ -Convergence: Human Capital Index

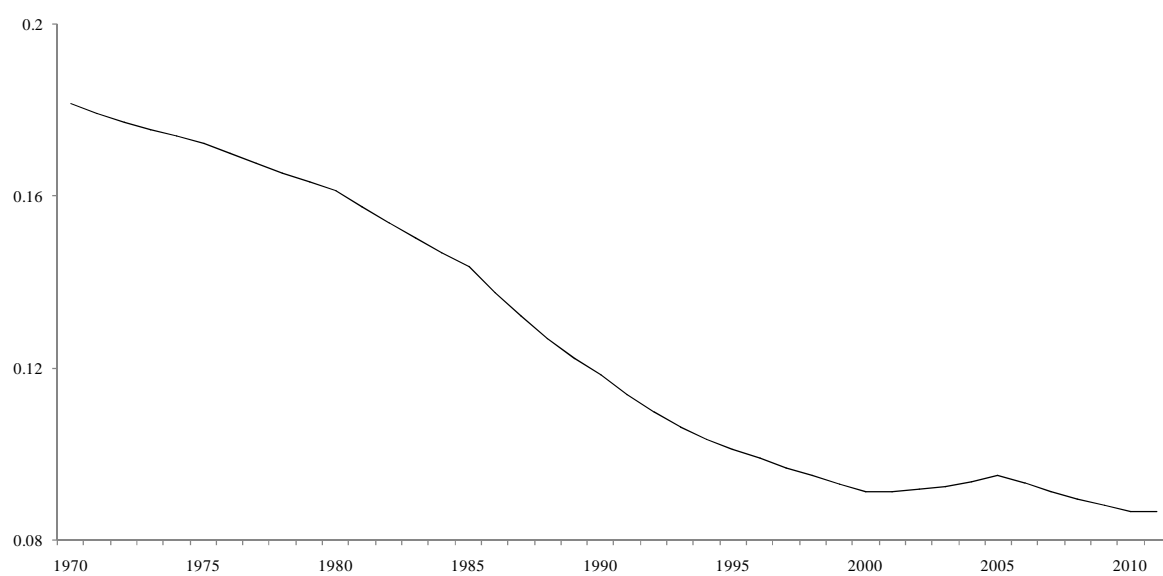


Figure 9. σ -Convergence: Total Factor Productivity

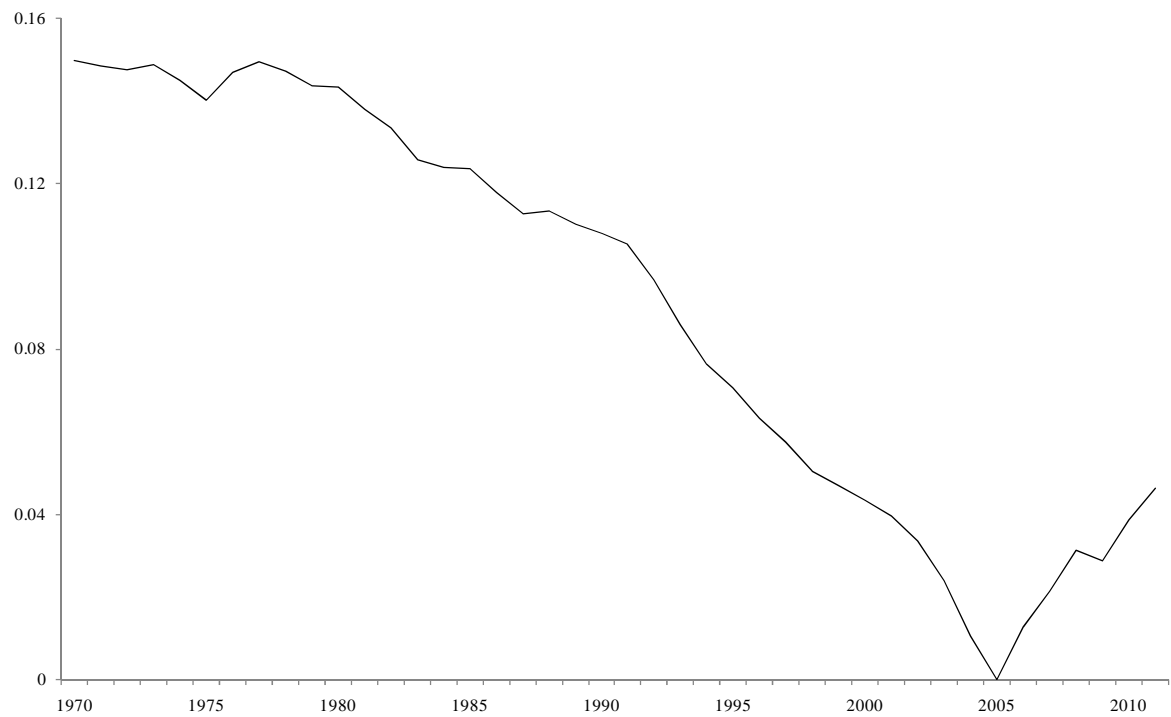


Figure 10. σ -Convergence: Annual Average Hours



TABLES

Table 1. Cross-Sectional Dependence Test

	Real GDP per Worker	Real Physical Capital per Worker	Human Capital Index	Total Factor Productivity	Annual Average Hours
Trend Specification: Stochastic Convergence					
CD test	21.115***	20.369***	19.442***	29.597***	9.030***
p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
No Trend Specification: Deterministic Convergence					
CD test	23.475***	18.656***	18.147***	31.438***	8.698***
p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Notes: The CD-statistic tests for the null of cross-sectional independence and is distributed as a two-tailed standard normal distribution. *** implies rejection of the null hypothesis at the 1% significance level.

Table 2. Panel Unit Root and Stationarity Tests: Real GDP per Worker

	Trend Specification: Stochastic Convergence		No Trend Specification: Deterministic Convergence	
	Statistic	p-value	Statistic	p-value
Smith <i>et al.</i> (2004)				
$\Psi_{\bar{t}}$	-1.969	0.593	-1.679	0.130
Ψ_{Max}	-1.052	0.986	-0.567	0.879
Ψ_{LM}	4.626	0.506	4.494*	0.084
Ψ_{Min}	3.531	0.276	3.064**	0.032
Ψ_{WS}	-1.812	0.899	-0.874	0.851
Chang (2002)				
S_{N1}	-0.720	0.236	3.192	0.999
S_{N2}	-1.191	0.117	4.714	1.000
S_{N3}	0.406	0.658	3.519	1.000
Breitung and Das (2005)				
t_{rob}	0.256	0.601	-0.174	0.431
Choi (2006)				
Modified Inverse Chi-square Test (Pm)	1.714**	0.043	6.553***	0.000
Inverse Normal Test (Z)	0.809	0.791	-4.008***	0.000
Modified Logit Test (L*)	0.785	0.784	-4.633***	0.000
Moon and Perron (2004)				
t_a^* (Quadratic Spectral)	-1.966**	0.025	-5.970***	0.000
t_b^* (Quadratic Spectral)	-2.223**	0.013	-4.443***	0.000
t_a^* (Bartlett kernel)	-1.995**	0.023	-5.912***	0.000
t_b^* (Bartlett kernel)	-2.280**	0.011	-4.483***	0.000
Pesaran (2007)				
CIPS	-2.352	0.455	-1.329	0.950
CIPS*	-2.352	0.455	-1.329	0.950
Optimal lag truncation	2		3	
CP	53.210		31.699	
CZ	-0.131		1.844	
Harris <i>et al.</i> (2005)				
\hat{S}_k^F			1.919**	0.028
No. Factors (IC_l)			5	

Notes: The bootstrap p-values for the five panel unit root tests of Smith *et al.* (2004) are computed employing 20,000 bootstrap replications and defining a block size equal to 30. The maximum lag order is set to 8. A general-to-specific procedure has been used to select the optimal lag-length. For the Moon and Perron (2004) and Harris *et al.* (2005) statistics we set the maximum number of factors to 5. The 1%, 5% and 10% critical values for the CP test (CZ test) are 78.49, 65.57 and 58.64 (-3.07, -2.23 and -1.75) for the specification without trends. The 1%, 5% and 10% critical values for the CP test (CZ test) are 78.90, 65.01 and 58.60 (-2.90, -2.05 and -1.59) for the specification with trends. These critical values are computed for T=50 and N=20. The \hat{S}_k^F statistic is a panel stationarity test and the others are panel unit root tests. ***, ** and * imply rejection of the null hypothesis at 1%, 5% and 10%, respectively.

Table 3. Panel Stationarity Test of Hadri (2000): Real GDP per Worker

Trend Specification: Stochastic Convergence					No Trend Specification: Deterministic Convergence			
Panel A: Panel KPSS test assuming cross-sectional independence								
	Test	p-value			Test	p-value		
LM (Homogeneous)	8.889***	0.000			11.600***	0.000		
LM (Heterogeneous)	7.421***	0.000			6.937***	0.000		
Panel B: Bootstrap critical values (assuming cross-section dependence)								
	10%	5%	2.5%	1%	10%	5%	2.5%	1%
LM (Homogeneous)	3.94	5.452	6.948	8.929	4.417	6.883	9.158	11.706
LM (Heterogeneous)	3.294	4.542	5.704	7.198	3.172	4.621	5.893	7.563

Notes: The bootstrap critical values for Hadri's test are computed employing 20,000 bootstrap replications. LM(Homogeneous) and LM(Heterogeneous) denote the panel KPSS test of Hadri (2000) for the case of homogeneity and heterogeneity in the estimation of the long-run variance, respectively. The Spectral Quadratic kernel was employed. ***, ** and * imply rejection of the null hypothesis at 1%, 5% and 10%, respectively.

Table 4. Panel Unit Root and Stationarity Tests: Real Physical Capital per Worker

	Trend Specification: Stochastic Convergence		No Trend Specification: Deterministic Convergence	
	Statistic	p-value	Statistic	p-value
Smith <i>et al.</i> (2004)				
$\Psi_{\bar{t}}$	-1.928	0.712	-1.729	0.121
Ψ_{Max}	-0.998	0.989	-0.252	0.986
Ψ_{LM}	4.104	0.829	4.897**	0.025
Ψ_{Min}	2.060	0.975	2.681*	0.086
Ψ_{WS}	-1.631	0.980	-0.816	0.877
Chang (2002)				
S_{N1}	0.395	0.654	2.065	0.981
S_{N2}	-0.925	0.178	4.270	1.000
S_{N3}	-0.442	0.329	3.395	1.000
Breitung and Das (2005)				
t_{rob}	0.791	0.785	-1.122	0.131
Choi (2006)				
Modified Inverse Chi-square Test (Pm)	-0.473	0.682	4.861***	0.000
Inverse Normal Test (Z)	2.899	0.998	-3.509***	0.000
Modified Logit Test (L*)	3.694	1.000	-3.512***	0.000
Moon and Perron (2004)				
t_a^* (Quadratic Spectral)	0.143	0.557	-9.099***	0.000
t_b^* (Quadratic Spectral)	0.123	0.549	-4.613***	0.000
t_a^* (Bartlett kernel)	0.137	0.555	-9.124***	0.000
t_b^* (Bartlett kernel)	0.117	0.547	-4.653***	0.000
Pesaran (2007)				
CIPS	-2.139	0.785	-1.952	0.245
CIPS*	-2.139	0.785	-1.952	0.245
Optimal lag truncation	3		2	
CP	37.036		57.393	
CZ	0.800		-0.920	
Harris <i>et al.</i> (2005)				
\hat{S}_k^F			1.586*	0.056
No. Factors (IC_l)			5	

Notes: The bootstrap p-values for the five panel unit root tests of Smith *et al.* (2004) are computed employing 20,000 bootstrap replications and defining a block size equal to 30. The maximum lag order is set to 8. A general-to-specific procedure has been used to select the optimal lag-length. For the Moon and Perron (2004) and Harris *et al.* (2005) statistics we set the maximum number of factors to 5. The 1%, 5% and 10% critical values for the CP test (CZ test) are 78.49, 65.57 and 58.64 (-3.07, -2.23 and -1.75) for the specification without trends. The 1%, 5% and 10% critical values for the CP test (CZ test) are 78.90, 65.01 and 58.60 (-2.90, -2.05 and -1.59) for the specification with trends. These critical values are computed for T=50 and N=20. The \hat{S}_k^F statistic is a panel stationarity test and the others are panel unit root tests. ***, ** and * imply rejection of the null hypothesis at 1%, 5% and 10%, respectively.

Table 5. Panel Stationarity Test of Hadri (2000): Real Physical Capital per Worker

Trend Specification: Stochastic Convergence					No Trend Specification: Deterministic Convergence			
Panel A: Panel KPSS test assuming cross-sectional independence								
	Test	p-value			Test	p-value		
LM (Homogeneous)	8.339***	0.000			11.454***	0.000		
LM (Heterogeneous)	7.452***	0.000			7.903***	0.000		
Panel B: Bootstrap critical values (assuming cross-section dependence)								
	10%	5%	2.5%	1%	10%	5%	2.5%	1%
LM (Homogeneous)	4.198	5.765	7.243	9.035	4.27	6.434	8.587	11.602
LM (Heterogeneous)	3.613	4.914	6.054	7.611	3.275	4.821	6.394	8.435

Notes: The bootstrap critical values for Hadri's test are computed employing 20,000 bootstrap replications. LM(Homogeneous) and LM(Heterogeneous) denote the panel KPSS test of Hadri (2000) for the case of homogeneity and heterogeneity in the estimation of the long-run variance, respectively. The Spectral Quadratic kernel was employed. ***, ** and * imply rejection of the null hypothesis at 1%, 5% and 10%, respectively.

Table 6. Panel Unit Root and Stationarity Tests: Human Capital Index

	Trend Specification: Stochastic Convergence		No Trend Specification: Deterministic Convergence	
	Statistic	p-value	Statistic	p-value
Smith <i>et al.</i> (2004)				
$\Psi_{\bar{t}}$	-2.254	0.176	-1.758	0.112
Ψ_{Max}	-1.702	0.104	-0.833	0.187
Ψ_{LM}	6.289*	0.052	4.380	0.223
Ψ_{Min}	3.982**	0.026	2.675	0.126
Ψ_{WS}	-2.488**	0.014	-1.237	0.150
Chang (2002)				
S_{N1}	-1.139	0.127	0.248	0.598
S_{N2}	-1.801	0.036	3.846	1.000
S_{N3}	0.396	0.654	2.672	0.996
Breitung and Das (2005)				
t_{rob}	-0.054	0.478	0.132	0.553
Choi (2006)				
Modified Inverse Chi-square Test (Pm)	3.422***	0.000	3.668***	0.000
Inverse Normal Test (Z)	-1.782**	0.037	-3.366***	0.000
Modified Logit Test (L*)	-1.592*	0.056	-3.505***	0.000
Moon and Perron (2004)				
t_a^* (Quadratic Spectral)	-1.997**	0.023	-25.824***	0.000
t_b^* (Quadratic Spectral)	-1.238	0.108	-7.565***	0.000
t_a^* (Bartlett kernel)	-2.002**	0.023	-23.845***	0.000
t_b^* (Bartlett kernel)	-1.289*	0.099	-7.258***	0.000
Pesaran (2007)				
CIPS	-2.610	0.115	-2.115*	0.095
CIPS*	-2.610	0.115	-2.115*	0.095
Optimal lag truncation	4		4	
CP	55.500		58.619	
CZ	-1.426		-1.717	
Harris <i>et al.</i> (2005)				
\hat{S}_k^F			-0.784	0.783
No. Factors (IC_l)			5	

Notes: The bootstrap p-values for the five panel unit root tests of Smith *et al.* (2004) are computed employing 20,000 bootstrap replications and defining a block size equal to 30. The maximum lag order is set to 8. A general-to-specific procedure has been used to select the optimal lag-length. For the Moon and Perron (2004) and Harris *et al.* (2005) statistics we set the maximum number of factors to 5. The 1%, 5% and 10% critical values for the CP test (CZ test) are 78.49, 65.57 and 58.64 (-3.07, -2.23 and -1.75) for the specification without trends. The 1%, 5% and 10% critical values for the CP test (CZ test) are 78.90, 65.01 and 58.60 (-2.90, -2.05 and -1.59) for the specification with trends. These critical values are computed for T=50 and N=20. The \hat{S}_k^F statistic is a panel stationarity test and the others are panel unit root tests. ***, ** and * imply rejection of the null hypothesis at 1%, 5% and 10%, respectively.

Table 7. Panel Stationarity Test of Hadri (2000): Human Capital Index

Trend Specification: Stochastic Convergence					No Trend Specification: Deterministic Convergence				
Panel A: Panel KPSS test assuming cross-sectional independence									
	Test	p-value				Test	p-value		
LM (Homogeneous)	5.184***	0.000				13.132***	0.000		
LM (Heterogeneous)	6.029***	0.000				11.141***	0.000		
Panel B: Bootstrap critical values (assuming cross-section dependence)									
	10%	5%	2.5%	1%		10%	5%	2.5%	1%
LM (Homogeneous)	3.909	5.213	6.465	8.113		5.13	7.974	10.851	14.223
LM (Heterogeneous)	3.376	4.398	5.403	6.64		4.197	6.492	8.704	11.499

Notes: The bootstrap critical values for Hadri's test are computed employing 20,000 bootstrap replications. LM(Homogeneous) and LM(Heterogeneous) denote the panel KPSS test of Hadri (2000) for the case of homogeneity and heterogeneity in the estimation of the long-run variance, respectively. The Spectral Quadratic kernel was employed. ***, ** and * imply rejection of the null hypothesis at 1%, 5% and 10%, respectively.

Table 8. Panel Unit Root and Stationarity Tests: Total Factor Productivity

	Trend Specification: Stochastic Convergence		No Trend Specification: Deterministic Convergence	
	Statistic	p-value	Statistic	p-value
Smith <i>et al.</i> (2004)				
$\Psi_{\bar{t}}$	-2.282	0.166	-1.112	0.875
Ψ_{Max}	-1.826	0.166	-0.817	0.591
Ψ_{LM}	5.234	0.363	3.285	0.572
Ψ_{Min}	4.217	0.128	2.390	0.225
Ψ_{WS}	-2.187	0.240	-0.950	0.774
Chang (2002)				
S_{N1}	0.223	0.588	-0.131	0.448
S_{N2}	0.099	0.539	3.592	1.000
S_{N3}	1.316	0.906	1.360	0.913
Breitung and Das (2005)				
t_{rob}	0.840	0.800	0.482	0.685
Choi (2006)				
Modified Inverse Chi-square Test (Pm)	2.926***	0.002	1.463*	0.072
Inverse Normal Test (Z)	-1.419*	0.078	-0.965	0.167
Modified Logit Test (L*)	-1.434*	0.076	-1.057	0.145
Moon and Perron (2004)				
t_a^* (Quadratic Spectral)	-2.209**	0.014	-5.380***	0.000
t_b^* (Quadratic Spectral)	-2.459***	0.007	-3.587***	0.000
t_a^* (Bartlett kernel)	-2.229**	0.013	-5.355***	0.000
t_b^* (Bartlett kernel)	-2.507***	0.006	-3.617***	0.000
Pesaran (2007)				
CIPS	-2.274	0.585	-1.997	0.200
CIPS*	-2.274	0.585	-1.997	0.200
Optimal lag truncation	3		2	
CP	41.397		51.633	
CZ	-0.172		-1.103	
Harris <i>et al.</i> (2005)				
\hat{S}_k^F			2.000**	0.023
No. Factors (IC_l)			5	

Notes: The bootstrap p-values for the five panel unit root tests of Smith *et al.* (2004) are computed employing 20,000 bootstrap replications and defining a block size equal to 30. The maximum lag order is set to 8. A general-to-specific procedure has been used to select the optimal lag-length. For the Moon and Perron (2004) and Harris *et al.* (2005) statistics we set the maximum number of factors to 5. The 1%, 5% and 10% critical values for the CP test (CZ test) are 78.49, 65.57 and 58.64 (-3.07, -2.23 and -1.75) for the specification without trends. The 1%, 5% and 10% critical values for the CP test (CZ test) are 78.90, 65.01 and 58.60 (-2.90, -2.05 and -1.59) for the specification with trends. These critical values are computed for T=50 and N=20. The \hat{S}_k^F statistic is a panel stationarity test and the others are panel unit root tests. ***, ** and * imply rejection of the null hypothesis at 1%, 5% and 10%, respectively.

Table 9. Panel Stationarity Test of Hadri (2000): Total Factor Productivity

Trend Specification: Stochastic Convergence					No Trend Specification: Deterministic Convergence			
Panel A: Panel KPSS test assuming cross-sectional independence								
	Test	p-value			Test	p-value		
LM (Homogeneous)	6.388***	0.000			11.191***	0.000		
LM (Heterogeneous)	5.634***	0.000			8.82***	0.000		
Panel B: Bootstrap critical values (assuming cross-section dependence)								
	10%	5%	2.5%	1%	10%	5%	2.5%	1%
LM (Homogeneous)	3.622	4.853	6.037	7.526	4.521	6.954	9.244	12.243
LM (Heterogeneous)	3.057	3.984	4.913	6.06	3.609	5.519	7.37	9.578

Notes: The bootstrap critical values for Hadri's test are computed employing 20,000 bootstrap replications. LM(Homogeneous) and LM(Heterogeneous) denote the panel KPSS test of Hadri (2000) for the case of homogeneity and heterogeneity in the estimation of the long-run variance, respectively. The Spectral Quadratic kernel was employed. ***, ** and * imply rejection of the null hypothesis at 1%, 5% and 10%, respectively.

Table 10. Panel Unit Root and Stationarity Tests: Annual Average Hours

	Trend Specification: Stochastic Convergence		No Trend Specification: Deterministic Convergence	
	Statistic	p-value	Statistic	p-value
Smith <i>et al.</i> (2004)				
$\Psi_{\bar{t}}$	-1.631	0.945	-1.699	0.109
Ψ_{Max}	-1.333	0.855	-0.343	0.981
Ψ_{LM}	5.649	0.105	4.385	0.108
Ψ_{Min}	3.701	0.198	2.110	0.419
Ψ_{WS}	-1.782	0.932	-0.797	0.914
Chang (2002)				
S_{N1}	0.848	0.802	2.362	0.991
S_{N2}	-0.494	0.311	5.677	1.000
S_{N3}	1.022	0.847	3.966	1.000
Breitung and Das (2005)				
t_{rob}	0.333	0.631	0.911	0.819
Choi (2006)				
Modified Inverse Chi-square Test (P_m)	-0.954	0.830	2.768***	0.003
Inverse Normal Test (Z)	0.788	0.785	-2.169**	0.015
Modified Logit Test (L^*)	0.918	0.821	-2.258**	0.012
Moon and Perron (2004)				
t_a^* (Quadratic Spectral)	-1.803**	0.036	-6.932***	0.000
t_b^* (Quadratic Spectral)	-1.801**	0.036	-4.804***	0.000
t_a^* (Bartlett kernel)	-1.798**	0.036	-6.953***	0.000
t_b^* (Bartlett kernel)	-1.808**	0.035	-4.851***	0.000
Pesaran (2007)				
$CIPS$	-2.010	0.915	-1.768	0.500
$CIPS^*$	-2.010	0.915	-1.768	0.500
Optimal lag truncation	3		3	
CP	35.800		46.304	
CZ	1.458		-0.036	
Harris <i>et al.</i> (2005)				
\hat{S}_k^F			2.182**	0.015
No. Factors (IC_l)			5	

Notes: The bootstrap p-values for the five panel unit root tests of Smith *et al.* (2004) are computed employing 20,000 bootstrap replications and defining a block size equal to 30. The maximum lag order is set to 8. A general-to-specific procedure has been used to select the optimal lag-length. For the Moon and Perron (2004) and Harris *et al.* (2005) statistics we set the maximum number of factors to 5. The 1%, 5% and 10% critical values for the CP test (CZ test) are 78.49, 65.57 and 58.64 (-3.07, -2.23 and -1.75) for the specification without trends. The 1%, 5% and 10% critical values for the CP test (CZ test) are 78.90, 65.01 and 58.60 (-2.90, -2.05 and -1.59) for the specification with trends. These critical values are computed for $T=50$ and $N=20$. The \hat{S}_k^F statistic is a panel stationarity test and the others are panel unit root tests. ***, ** and * imply rejection of the null hypothesis at 1%, 5% and 10%, respectively.

Table 11. Panel Stationarity Test of Hadri (2000): Annual Average Hours

Trend Specification: Stochastic Convergence					No Trend Specification: Deterministic Convergence			
Panel A:Panel KPSS test assuming cross-sectional independence								
	Test	p-value			Test	p-value		
LM (Homogeneous)	7.815***	0.000			12.135***	0.000		
LM (Heterogeneous)	7.202***	0.000			9.658***	0.000		
Bootstrap critical values (assuming cross-section dependence)								
	10%	5%	2.5%	1%	10%	5%	2.5%	1%
LM (Homogeneous)	3.465	4.699	5.873	7.549	4.459	6.854	9.295	12.109
LM (Heterogeneous)	2.980	3.943	4.863	6.241	3.541	5.489	7.316	9.572

Notes: The bootstrap critical values for Hadri's test are computed employing 20,000 bootstrap replications. LM(Homogeneous) and LM(Heterogeneous) denote the panel KPSS test of Hadri (2000) for the case of homogeneity and heterogeneity in the estimation of the long-run variance, respectively. The Spectral Quadratic kernel was employed. ***, ** and * imply rejection of the null hypothesis at 1%, 5% and 10%, respectively.

Table 12. Information Criteria. Real GDP per Worker

Number of factors (k)	$IC_1(k)$	$IC_2(k)$	$IC_3(k)$	$BIC_3(k)$
0	-7.851	-7.851	-7.851	0.000389
1	-8.154	-8.124	-8.198	0.000282
2	-8.231	-8.171	-8.319	0.000270*
3	-8.238	-8.148	-8.371	0.000278
4	-8.288	-8.169	-8.466	0.000286
5	-8.341*	-8.192*	-8.564*	0.000299

Note: * represents the lowest value of the information criteria. See the text for the equations associated with the information criteria.

Table 13. Information Criteria. Real Physical Capital per Worker

Number of factors (k)	$IC_1(k)$	$IC_2(k)$	$IC_3(k)$	$BIC_3(k)$
0	-7.950	-7.950	-7.950	0.000353
1	-8.375	-8.346	-8.420	0.000222
2	-8.527	-8.468	-8.616	0.000196
3	-8.588	-8.499	-8.722	0.000195*
4	-8.654	-8.535	-8.832	0.000199
5	-8.701*	-8.552*	-8.923*	0.000209

Note: * represents the lowest value of the information criteria. See the text for the equations associated with the information criteria.

Table 14. Information Criteria. Human Capital Index

Number of factors (k)	$IC_1(k)$	$IC_2(k)$	$IC_3(k)$	$BIC_3(k)$
0	-10.567	-10.567	-10.567	0.0000257
1	-10.881	-10.851	-10.926	0.0000163
2	-11.125	-11.066	-11.214	0.0000116
3	-11.443	-11.354	-11.577	0.0000083
4	-11.851	-11.731	-12.028	0.0000063
5	-12.396*	-12.247*	-12.618*	0.0000052*

Note: * represents the lowest value of the information criteria. See the text for the equations associated with the information criteria.

Table 15. Information Criteria. Total Factor Productivity

Number of factors (k)	$IC_1(k)$	$IC_2(k)$	$IC_3(k)$	$BIC_3(k)$
0	-7.988	-7.988	-7.988	0.000339
1	-8.278	-8.248	-8.322	0.000252
2	-8.327	-8.268	-8.416	0.000247*
3	-8.357	-8.267	-8.490	0.000254
4	-8.383	-8.263	-8.560	0.000265
5	-8.404*	-8.255*	-8.627*	0.000281

Note: * represents the lowest value of the information criteria. See the text for the equations associated with the information criteria.

Table 16. Information Criteria. Annual Average Hours

Number of factors (k)	$IC_1(k)$	$IC_2(k)$	$IC_3(k)$	$BIC_3(k)$
0	-9.2809	-9.2809	-9.2809	0.0000932
1	-9.318	-9.2876	-9.3625	0.0000884
2	-9.3541	-9.2933	-9.4431	0.0000871*
3	-9.4121	-9.3209	-9.5456	0.0000874
4	-9.4242	-9.3026	-9.6021	0.0000919
5	-9.468*	-9.316*	-9.690*	0.0000965

Note: * represents the lowest value of the information criteria. See the text for the equations associated with the information criteria.

Table 17. PANIC Analysis of Log Real GDP per Worker

Trend Specification: Stochastic Convergence					No Trend Specification: Deterministic Convergence			
		Statistic		p-value	Statistic		p-value	
Panel A:	Idiosyncratic							
Bai and Ng (2004a) Pooled Statistics								
	$P_{\hat{\epsilon}}$	4.588***		0.000	2.177**		0.015	
	$Z_{\hat{\epsilon}}$	84.052***		0.000	61.951**		0.024	
Panel B: Number of Common Factors (k) & Common Stochastic Trends (\hat{r}_1)								
No. Factors (BIC_3)	2				2			
MQ_c	2				2			
MQ_f	2				2			
BIC_3 (level)	2				2			
Rank Test		Critical Values			Rank Test		Critical Values	
	MQ_c^r	1%	5%	10%	MQ_c^c	1%	5%	10%
$\hat{r}_1 = 2$	-6.015	-38.619	-31.356	-27.435	-1.408	-31.621	-23.535	-19.923
$\hat{r}_1 = 1$	-10.991	-29.246	-21.313	-17.829	-12.991	-20.151	-13.730	-11.022
	MQ_f^r	1%	5%	10%	MQ_f^c	1%	5%	10%
$\hat{r}_1 = 2$	-2.348	-38.619	-31.356	-27.435	-0.371	-31.621	-23.535	-19.923
$\hat{r}_1 = 1$	-2.792	-29.246	-21.313	-17.829	-2.436	-20.151	-13.730	-11.022

Note: The augmented autoregressions employed in the ADF analysis select the optimal lag-order with the t -sig criterion of Ng and Perron (1995), setting a maximum lag-order equal to 8. The information criterion BIC_3 is employed to choose the optimal rank. $P_{\hat{\epsilon}}$ is distributed as χ_{42}^2 , with 1%, 5% and 10% critical values equal to 66.206, 58.124 and 54.090, respectively. $Z_{\hat{\epsilon}}$ is distributed as $N(0,1)$ with 1%, 5% and 10% critical values of 2.326, 1.645 and 1.282. ***, ** and * imply rejection of the null hypothesis at 1%, 5% and 10%, respectively. Since $k > 1$, the estimated number of \hat{r}_1 stochastic trends in the common factors must be determined. We employ the filtered test MQ_f , the corrected test MQ_c and the BIC_3 criterion applied to level data in order to estimate \hat{r}_1 .

Table 18. PANIC Analysis of Log Real Physical Capital per Worker

		Trend Specification: Stochastic Convergence		No Trend Specification: Deterministic Convergence				
		Statistic	p-value	Statistic	p-value			
Panel A:	Idiosyncratic							
Bai and Ng (2004a) Pooled Statistics								
$P_{\hat{\epsilon}}$		8.727***	0.000	4.244***	0.000			
$Z_{\hat{\epsilon}}$		121.981***	0.000	80.901***	0.000			
Panel B: Number of Common Factors (k) & Common Stochastic Trends (\hat{r}_1)								
No. Factors (BIC_3)		3		3				
MQ_c		3		3				
MQ_f		3		3				
BIC_3 (<i>level</i>)		3		3				
Rank Test		Critical Values		Rank Test		Critical Values		
MQ_c^r		1%	5%	10%	MQ_c^c	1%	5%	10%
$\hat{r}_1 = 3$	-2.107	-50.019	-40.180	-35.685	-1.429	-41.064	-32.296	-28.399
$\hat{r}_1 = 2$	-1.844	-38.619	-31.356	-27.435	-3.739	-31.621	-23.535	-19.923
$\hat{r}_1 = 1$	-11.988	-29.246	-21.313	-17.829	-10.570	-20.151	-13.730	-11.022
MQ_f^r		1%	5%	10%	MQ_f^c	1%	5%	10%
$\hat{r}_1 = 3$	-0.550	-50.019	-40.180	-35.685	-0.330	-41.064	-32.296	-28.399
$\hat{r}_1 = 2$	-4.008	-38.619	-31.356	-27.435	-2.071	-31.621	-23.535	-19.923
$\hat{r}_1 = 1$	-11.876	-29.246	-21.313	-17.829	-5.722	-20.151	-13.730	-11.022

Note: The augmented autoregressions employed in the ADF analysis select the optimal lag-order with the *t-sig* criterion of Ng and Perron (1995), setting a maximum lag-order equal to 8. The information criterion BIC_3 is employed to choose the optimal rank. $P_{\hat{\epsilon}}$ is distributed as χ_{42}^2 , with 1%, 5% and 10% critical values equal to 66.206, 58.124 and 54.090, respectively. $Z_{\hat{\epsilon}}$ is distributed as $N(0,1)$ with 1%, 5% and 10% critical values of 2.326, 1.645 and 1.282. ***, ** and * imply rejection of the null hypothesis at 1%, 5% and 10%, respectively. Since $k > 1$, the estimated number of \hat{r}_1 stochastic trends in the common factors must be determined. We employ the filtered test MQ_f , the corrected test MQ_c and the BIC_3 criterion applied to level data in order to estimate \hat{r}_1 .

Table 19. PANIC Analysis of Log Human Capital Index

Trend Specification: Stochastic Convergence				No Trend Specification: Deterministic Convergence					
		Statistic	p-value			Statistic	p-value		
Panel A:	Idiosyncratic								
Bai and Ng (2004a) Pooled Statistics									
$P_{\hat{\epsilon}}$		5.698***	0.000	4.479***		0.000			
$Z_{\hat{\epsilon}}$		94.219***	0.000	83.049***		0.000			
Panel B: Number of Common Factors (k) & Common Stochastic Trends (\hat{r}_1)									
No. Factors (BIC_3)		5		5					
MQ_c		5		5					
MQ_f		5		5					
BIC_3 (level)		3		3					
Rank Test		Critical Values		Rank Test		Critical Values			
MQ_c^{τ}		1%	5%	10%	MQ_c^c		1%	5%	10%
$\hat{r}_1 = 5$	-2.367	-64.729	-55.808	-55.286	-0.725	-58.383	-48.617	-44.111	
$\hat{r}_1 = 4$	-1.794	-58.140	-48.421	-44.079	-7.894	-48.501	-40.442	-36.592	
$\hat{r}_1 = 3$	-8.287	-50.019	-40.180	-35.685	-8.163	-41.064	-32.296	-28.399	
$\hat{r}_1 = 2$	-14.225	-38.619	-31.356	-27.435	-10.695	-31.621	-23.535	-19.923	
$\hat{r}_1 = 1$	-13.110	-29.246	-21.313	-17.829	-12.876	-20.151	-13.730	-11.022	
MQ_f^{τ}		1%	5%	10%	MQ_f^c		1%	5%	10%
$\hat{r}_1 = 5$	-3.430	-64.729	-55.808	-55.286	-1.586	-58.383	-48.617	-44.111	
$\hat{r}_1 = 4$	-5.329	-58.140	-48.421	-44.079	-1.784	-48.501	-40.442	-36.592	
$\hat{r}_1 = 3$	-11.101	-50.019	-40.180	-35.685	-6.212	-41.064	-32.296	-28.399	
$\hat{r}_1 = 2$	-14.456	-38.619	-31.356	-27.435	-14.512	-31.621	-23.535	-19.923	
$\hat{r}_1 = 1$	-17.560	-29.246	-21.313	-17.829	-16.927	-20.151	-13.730	-11.022	

Note: The augmented autoregressions employed in the ADF analysis select the optimal lag-order with the t -sig criterion of Ng and Perron (1995), setting a maximum lag-order equal to 8. The information criterion BIC_3 is employed to choose the optimal rank. $P_{\hat{\epsilon}}$ is distributed as χ_{42}^2 , with 1%, 5% and 10% critical values equal to 66.206, 58.124 and 54.090, respectively. $Z_{\hat{\epsilon}}$ is distributed as $N(0,1)$ with 1%, 5% and 10% critical values of 2.326, 1.645 and 1.282. ***, ** and * imply rejection of the null hypothesis at 1%, 5% and 10%, respectively. Since $k > 1$, the estimated number of \hat{r}_1 stochastic trends in the common factors must be determined. We employ the filtered test MQ_f , the corrected test MQ_c and the BIC_3 criterion applied to level data in order to estimate \hat{r}_1 .

Table 20. PANIC Analysis of Log Total Factor Productivity

		Trend Specification: Stochastic Convergence		No Trend Specification: Deterministic Convergence				
		Statistic	p-value	Statistic	p-value			
Panel A:	Idiosyncratic							
Bai and Ng (2004a) Pooled Statistics								
$P_{\hat{\epsilon}}$		7.277***	0.000	0.515	0.303			
$Z_{\hat{\epsilon}}$		108.697***	0.000	46.718	0.285			
Panel B: Number of Common Factors (k) & Common Stochastic Trends (\hat{r}_1)								
No. Factors (BIC_3)	2			2				
MQ_c	2			2				
MQ_f	2			2				
BIC_3 (level)	1			1				
	Rank Test	Critical Values			Rank Test	Critical Values		
	MQ_c^{τ}	1%	5%	10%	MQ_c^c	1%	5%	10%
$\hat{r}_1 = 2$	-5.919	-38.619	-31.356	-27.435	-1.611	-31.621	-23.535	-19.923
$\hat{r}_1 = 1$	-10.570	-29.246	-21.313	-17.829	-11.323	-20.151	-13.730	-11.022
	MQ_f^{τ}	1%	5%	10%	MQ_f^c	1%	5%	10%
$\hat{r}_1 = 2$	-5.958	-38.619	-31.356	-27.435	-1.535	-31.621	-23.535	-19.923
$\hat{r}_1 = 1$	-9.491	-29.246	-21.313	-17.829	-10.453	-20.151	-13.730	-11.022

Note: The augmented autoregressions employed in the ADF analysis select the optimal lag-order with the t -sig criterion of Ng and Perron (1995), setting a maximum lag-order equal to 8. The information criterion BIC_3 is employed to choose the optimal rank. $P_{\hat{\epsilon}}$ is distributed as χ_{42}^2 , with 1%, 5% and 10% critical values equal to 66.206, 58.124 and 54.090, respectively. $Z_{\hat{\epsilon}}$ is distributed as $N(0,1)$ with 1%, 5% and 10% critical values of 2.326, 1.645 and 1.282. ***, ** and * imply rejection of the null hypothesis at 1%, 5% and 10%, respectively. Since $k > 1$, the estimated number of \hat{r}_1 stochastic trends in the common factors must be determined. We employ the filtered test MQ_f , the corrected test MQ_c and the BIC_3 criterion applied to level data in order to estimate \hat{r}_1 .

Table 21. PANIC Analysis of Log Annual Average Hours

		Trend Specification: Stochastic Convergence		No Trend Specification: Deterministic Convergence	
		Statistic	p-value	Statistic	p-value
Panel A:	Idiosyncratic				
Bai and Ng (2004a) Pooled Statistics					
	$P_{\hat{\epsilon}}$	3.559***	0.000	1.841**	0.033
	$Z_{\hat{\epsilon}}$	71.835***	0.002	56.468**	0.044
Panel B: Number of Common Factors (k) & Common Stochastic Trends (\hat{r}_1)					
No. Factors (BIC_3)	2			2	
MQ_c	2			2	
MQ_f	2			2	
BIC_3 (level)	2			2	
	Rank Test	Critical Values		Rank Test	Critical Values
	MQ_c^r	1%	5%	10%	MQ_c^c 1% 5% 10%
$\hat{r}_1 = 2$	-3.317	-38.619	-31.356	-27.435	-1.857 -31.621 -23.535 -19.923
$\hat{r}_1 = 1$	-12.984	-29.246	-21.313	-17.829	-10.108 -20.151 -13.730 -11.022
	MQ_f^r	1%	5%	10%	MQ_f^c 1% 5% 10%
$\hat{r}_1 = 2$	-0.451	-38.619	-31.356	-27.435	-0.395 -31.621 -23.535 -19.923
$\hat{r}_1 = 1$	-11.321	-29.246	-21.313	-17.829	-9.869 -20.151 -13.730 -11.022

Note: The augmented autoregressions employed in the ADF analysis select the optimal lag-order with the *t-sig* criterion of Ng and Perron (1995), setting a maximum lag-order equal to 8. The information criterion BIC_3 is employed to choose the optimal rank. $P_{\hat{\epsilon}}$ is distributed as χ_{42}^2 , with 1%, 5% and 10% critical values equal to 66.206, 58.124 and 54.090, respectively. $Z_{\hat{\epsilon}}$ is distributed as $N(0,1)$ with 1%, 5% and 10% critical values of 2.326, 1.645 and 1.282. ***, ** and * imply rejection of the null hypothesis at 1%, 5% and 10%, respectively. Since $k > 1$, the estimated number of \hat{r}_1 stochastic trends in the common factors must be determined. We employ the filtered test MQ_f , the corrected test MQ_c and the BIC_3 criterion applied to level data in order to estimate \hat{r}_1 .